



3 1761 08091827 9







Gutachten, Denkschriften

und

Verhandlungen

des

Sechsten Internationalen Kongresses

für

Versicherungs-Wissenschaft

Wien, 7. bis 13. Juni 1909

...

Herausgegeben von der

Mathematisch-statistischen Vereinigung

des

Österreichisch-ungarischen Verbandes der Privat-Versicherungs-Anstalten

II. Band:

Abhandlungs-Themen.

102091
28/5/20

...

Wien 1909

Österreichisch-ungarischer Verband der Privat-Versicherungs-Anstalten
I., Grünangergasse 1.

Druck von H. Engel & Sohn, k. u. k. Hof-Buchdruckerei, Wien.

Reports, Memoirs and Proceedings
of the
Sixth International Congress
of
Actuaries

Vienna, June 7 to 13 1909

Vol. II:

Subjects for Papers (without discussion).

Rapports, Mémoires et Procès-Verbaux
du
Sixième Congrès International
des
Actuaires

Vienne, 7 au 13 juin 1909

Tome II:

Mémoires.

Rapporti, Memorie e Processo verbale
del
Sesto Congresso Internazionale
d' Attuari

Vienna, 7 al 13 Giugno 1909

Vol. II:

Temi di relazioni.

Inhaltsverzeichnis.

Band II.

Abhandlungen.

Memoirs.

Mémoires.

Memorie.

VIII.

Entwicklung der Bedingungen des Lebensversicherungsvertrages in den einzelnen Ländern.

History of the conditions relating
to the life assurance contract in
various countries.

Evolution des conditions du con-
trat d'assurance sur la vie dans
les divers pays.

Evoluzione delle condizioni del Contratto d'Assicurazione Vita nei sin-
goli paesi.

	Seite
A. Australien Carment, David, F. I. A., F. F. A., F. A. S., Actuary of the Australian Mutual Provident Society, <i>Sydney</i>	3
B. Dänemark Bache, Niels Haagen, Höchstgerichtsanwalt, <i>Kopenhagen, Vestervoldgade 89</i>	21
C. Frankreich Cosmao Dumanoir, Marcel Julien, Docteur en droit, S. I. A. F., <i>3 Rue de la Nèva, Paris VIII</i>	27
D. Großbritannien . . Tarn, Arthur Windham, F. I. A., Guardian Assurance Company, <i>28 Kingstreet, Covent- garden, London W. C.</i>	31
E. Schweiz König, Hans, Dr. jur., Advokat, <i>Zürich</i>	49

IX a.

Berechnung des Polizzenwertes bei vorzeitiger Vertragslösung nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Computation of policy values by premature cancellation of the contract (surrender values) according to the provisions of the latest codifications.

Calcul de la valeur du contrat en cas de résiliation prématurée d'après les dispositions des codifications récentes.

Calcolazione del valore della Polizza nei casi di scioglimento anticipato del contratto secondo le disposizioni delle più recenti legislazioni.

		Seite
A. Dänemark	Gamborg, V. E., Direktor der „Nordisk Liv.“ <i>Kongens Nytorv 8, Kopenhagen</i>	81
B. Deutschland . . .	Rothauge, Richard, Mathematiker, <i>Düsseldorff, Königsallee 70. I</i>	85
C. Großbritannien . .	Edgar, John, F. F. A., The Edinburgh Life Assurance Company, <i>26 George Street, Edin- burgh</i>	125
	Tilt, Robert Ruthven, F. I. A., General Revisio- nary and Investment Co. Ltd., <i>26 Pallmall London S. W.</i>	133
D. Schweden	Tesdorpf, J., Abteilungschef der Lebens- versicherungs-Aktien-Gesellschaft „Thule“, <i>Stockholm, Kammagaregatan 12</i>	151
E. Ungarn	Altenburger, Julius, C. I. A., C. I. A. F., C. A. A. B., Sekretär der mathematisch- statistischen Vereinigung, <i>Wien, I., Grünanger- gasse 1 (Budapest, VII., Hajtsár-út 24)</i>	171
F. Vereinigte Staaten	Moir, Henry, F. A. S., F. I. A., F. F. A., Actuary, Provident Savings Life Assurance Society, <i>35 Nassau Street, New York</i>	185

IX b.

Verwirkungsklauseln nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Forfeiture-regulations according to the provisions of the latest codifications.

Clauses de déchéance d'après les dispositions des codifications récentes.

Clausole di decadenza secondo le disposizioni delle più recenti legislazioni.

		Seite
A. Österreich	Mayer, Felix, Dr., Sektionsrat im k. k. Justiz- ministerium, <i>Wien</i>	207

IX c.

Die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder einer wechselseitigen Versicherungs-Gesellschaft nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Liabilities of members of Mutual Insurance Companies according to the provisions of the latest codifications.

Obligations de garantie incombant aux membres d'une société d'assurances à forme mutuelle d'après les dispositions des codifications récentes.

Responsabilità, rispettivamente obblighi dei compartecipanti di Società d' Assicurazione Mutua secondo le disposizioni delle più recenti legislazioni.

	Seite
A. Österreich . . . Skrobánek, Johann, Dr. jur., beh. aut. Versicherungstechniker, <i>Wien, I., Wipplingerstraße 30</i>	227

X.

Nach welchen Prinzipien und Bearbeitungsmethoden ist die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten?

Upon what principles and by what working-methods should Fire Insurance Statistics be compiled?

Quels sont les principes et les méthodes de travail à appliquer au développement de la statistique des assurances-incendie?

Secondo quali principi e sistemi deve essere organizzata la Statistica dell' Assicurazione contro gli Incendi?

	Seite
A. Deutschland . . .	Himmelheber, H., Direktor der Hamburger Feuerkasse, <i>Kurze Mohren 20, Hamburg</i> . . . 257
B. Niederlande . . .	Elink-Schuurman, W. H. A., Dr. jur., Rechtsanwalt, <i>Hilversum, Godelindeweg 10</i> . . . 269
	Horst, Emanuel, Ing., kais. Rat, Vorstand der Generalagentschaft für Böhmen der k. k. priv. Assicurazioni Generali, <i>Prag</i> 291
C. Österreich . . .	Schima, Karl, Ing., M. m.-st. V., Dozent an der technischen Hochschule, Prokurist und Abteilungschef der k. k. priv. Versicherungsgesellschaft „Oesterreichischer Phönix“, <i>Wien, I., Riemergasse 2</i> 327
D. Rußland	de Savitsch, Serge, Professor am elektrotechnischen Institute, <i>St. Petersburg, Nikolaevskaia, 35</i> 367
E. Vereinigte Staaten	Withney, A. W., University of California, <i>Berkeley, California</i> 395

XI.

Welche Vorteile kann die Annahme einer analytischen Funktion für die Absterbeordnung in technischer Beziehung bieten?

What advantages from a technical point of view are obtained by the assumption of an analytical function for the law of mortality?

Quels sont les avantages que peut offrir du point de vue technique l'emploi d'une fonction analytique pour la loi des taux de mortalité?

Quali vantaggi si possono ottenere, nei riguardi tecnici, dall'applicazione di una funzione analitica alla regola di mortalità?

Seite

A. Dänemark	{	Draminsky, Otto, Dr. phil., Direktor der Staatsanstalten for Livsforsikring, <i>Kopenhagen, Havnegade 23</i>	407
		Valentiner, H., Dr. phil., Direktor des „Dan“. <i>Kopenhagen, Norrevold 13—15</i>	417
B. Österreich		Graf, Julius, Dr. phil., Aufsichtsrat der mathematisch-statistischen Vereinigung, technischer Sekretär der k. k. priv. Assicurazioni Generali, <i>Triest</i>	429
C. Schweden		Stoltz, Gustav, Ass.-Aktuar der „Viktoria“ <i>Stockholm</i>	439

XII.

Die Sterblichkeitsmessung in der allgemeinen Bevölkerung. (Sammlung des Materiales; die zweckmäßigsten Intervalle zwischen zwei Zählungen; die Konstruktion der Mortalitätstabelle.)

The collection of national statistics for ascertaining the general rate of mortality; the most suitable interval to be arranged for between censuses; the best method of constructing mortality tables from national statistics.

Investigations sur la mortalité de la population générale. (Moyens à employer pour rassembler le matériel statistique; intervalle le plus convenable entre deux recensements; construction de la table de mortalité.)

Accertamento della mortalità della popolazione in generale (raccolta del materiale — durata degli intervalli fra due censimenti — costruzione delle tavole di mortalità).

Seite

A. Dänemark	{	Hansen, Anders, mag. scient., <i>Kopenhagen, Helgolandsgade 17</i>	47
		Westergaard, Harald, Professor an der Universität <i>Kopenhagen</i>	527
B. Deutschland		Rahts, Johannes, Dr., Professor, Regierungsrat, <i>Charlottenburg</i>	549

C. Frankreich	Risser, Renè, A. I. A. F., Actuaire du Ministère du Travail, 191 Rue de l'Université, Paris	557
D. Großbritannien	Buchanan, James, F. I. A., F. F. A., D. SC., M. A., Scottish Widows' Fund and Life Assurance Society, 9 St. Andrews Square, Edinburgh	591
E. Österreich	Juraschek, Franz, Ritter, Ehrenmitgl. der „Royal Statical Society“ in London, Mitgl. des international-statistischen Institutes, der British economic Society und der American Academy of Political and Social Science, korr. Mitgl. d. Com. centrale de statistique von Belgien, Privatdozent an der Wiener Universität, k. k. Sektionschef, Präsident der statistischen Zentralkommission, Wien	619
F. Ungarn	Thirring, Gustav, Dr. phil., Professor an der Universität, Aufsichtsrat der mathematisch-statistischen Vereinigung, Direktor des kommunalstatistischen Amtes, Budapest, I., Karátszonyi-utca 15.	647

XIII.

Die Kollektiv-Unfallversicherung der Angestellten (Hausgesinde, Handlungsgehilfen, Beamte u. s. w.).

[Welches sind die Prämien, welche den Arbeitgebern für die Sicherstellung von Entschädigungen für während und infolge der Berufstätigkeit eintretende Unfälle anzurechnen sind; wie verläuft die Sterblichkeit unter den infolge Unfalles dauernd arbeitsunfähig gewordenen Personen, und welche Reserven sind für die an die letzteren zukünftig zu leistenden Entschädigungen zurückzustellen?]

What rates of premium should be charged to employers for insuring compensation in the event of accident arising out of and in the course of employment, especially those employed as Domestic Servants, Shop Assistants, Clerks etc.?

What is the rate of mortality among those who have been permanently disabled through accident, and what reserves should be made for the compensation payable to them in the future?

Assurance collective contre les accidents du travail (domestiques, commis, employés etc.).

[Quelles sont les primes à fixer, à la charge des employeurs pour assurer des indemnités en cas d'accidents survenant au cours et à l'occasion du travail professionnel; quelle est la mortalité parmi les personnes frappées d'incapacité permanente par suite d'accidents et quelles sont les réserves à constituer en vue des indemnités à leur payer dans l'avenir.]

L'assicurazione collettiva contro gli infortuni del personale non soggetto all'assicurazione obbligatoria degli operai (famigliari e domestici, impiegati, commessi di negozio, ecc.).

[Quali sono i premi da calcolarsi ai proprietari — datori di lavoro — per assicurare i risarcimenti degli infortuni sul lavoro? Come si svolge la mortalità dei permanentemente invalidi al lavoro in seguito ad infortunio e quali riserve sono da formarsi per futuri risarcimenti dovuti ai medesimi?]

Seite

A. Großbritannien	Roddick, Robert Murray M'Cheyne, M. A., F. F. A., Secretary, Life Association of Scotland, 82 Princess Street, Edinburgh	663
-----------------------------	--	-----

XIV.

Die statistischen Grundlagen der Invaliditätsversicherung bei Berücksichtigung der Berufsdauer als Ursache der Invalidität, sowie der Abhängigkeit der Invalidensterblichkeit von der Dauer der Invalidität; dementsprechende Ausgestaltung der Versicherungsmethode.

Statistical basis of invalidity insurance with special reference to the duration of occupation as cause of invalidity and to the dependence of the mortality of invalids on the duration of invalidity; the consequent development of actuarial principles.

Les bases statistiques de l'assurance contre l'invalidité, en tenant compte de la durée accomplie dans la profession comme cause de l'invalidité, et en considérant l'influence de la durée de l'invalidité sur la mortalité des invalides; méthodes actuarielles appropriées.

Basi statistiche per l'assicurazione dell'invalidità con riguardo alla durata dell'esercizio della professione quale causa dell'invalidità stessa e con riguardo al rapporto tra la mortalità degli invalidi e la durata dell'invalidità. Corrispondente organizzazione dei metodi d'assicurazione.

Seite

A. Dänemark	Iversen, L., cand. mag., Beamter der Staatsanstalten for Livsforsikring, <i>Kopenhagen, Havnegade 23</i>	685
	Jørgensen, A. R., Aktuar, <i>Kopenhagen</i>	715
B. Deutschland	Karup, Johannes, Dr. phil., Professor, Mathematiker der Gothaer Lebensversicherungsbank, <i>Gotha</i>	725
C. Großbritannien	McLauchlan, James John, President of the Faculty of Actuaries in Scotland, Secretary, Scottish Equitable Life Assurance Society, <i>23 St. Andrew Square, Edinburgh</i>	733
D. Österreich	Riedel, Alois, M. m.-st. V., beh. aut. Versicherungstechniker, Chefmathematiker der k. k. priv. „Riunione Adriatica di Sicurtà“, <i>Triest</i>	753
E. Schweiz	Schärtlin, Gottfried, Dr., C. I. A. F., Direktor der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt, <i>Zürich</i>	759

XV.

Ist es möglich, mathematisch nachzuweisen, welches das Ausmaß der Abschlußkosten ist, deren Aufwendung einen gewinnbringenden Betrieb des Lebensversicherungsgeschäftes ermöglicht?

Is it possible to demonstrate mathematically the measure of profitable expenditure for new business in life insurance?

Est il possible d'indiquer la limite que ne peuvent dépasser les frais d'acquisition des affaires nouvelles en assurance vie, pour qu'elles laissent un bénéfice?

È possibile la definizione matematica dei limiti che le spese di acquisizione di affari nuovi nell'assicurazione vita non possono sorpassare affinché la gestione possa lasciare degli utili?

		Seite
	Jäderin, E., Aktuar der „Thule“, <i>Stockholm, Vasagatan 20</i>	
A. Schweden	unter Mitwirkung des Herrn	
	Lundberg, F., Dr. phil., Generaldirektor der Lebensversicherungs-Aktiengesellschaft „De Förenade“, <i>Stockholm</i>	799
B. Vereinigte Staaten	Dawson, Miles Menander, F. A. S., F. I. A., Counsellor at Law and Consulting Actuary, 90 <i>William Str., New York</i>	821

Anhang.

Supplement.

Supplément.

Supplemento.

Zu Thema VIII.

		Seite
Österreich	Berliner, Wilhelm, Dr. jur., Prokurist der k. k. priv. Lebensversicherungs-Gesellschaft „Österreichischer Phönix“, <i>Wien</i>	839

Zu Thema IX c.

		Seite
Österreich	Berliner, Wilhelm, Dr. jur., <i>Wien</i>	857

VIII.

Entwicklung der Bedingungen des Lebensversicherungsvertrages in den einzelnen Ländern.

History of the conditions relating to the life assurance contract in various countries.

Evolution des conditions du contrat d'assurance sur la vie dans les divers pays.

Evoluzione delle condizioni del Contratto d'Assicurazione sulla Vita nei singoli paesi.

VIII. — A.

The history of the conditions attaching to life assurance policies in Australasia.

By **David Carment**, Sydney.

It is now almost exactly sixty years since the establishment of the first Australian Life Assurance Society, a Society which is now the largest Mutual Life Office in the British Empire; and the history of the conditions embodied in policies during that period forms an interesting and instructive study. While in the earlier portion of the period the conditions were extremely onerous, owing largely to the then unsettled nature of the territory, yet they have been liberalised from time to time to such an extent that it may be safely stated that the policies now issued are freer from conditions than those in any other part of the World.

Conditions imposing Restrictions on Residence, Occupation, &c.

The earliest policy issued by an Australian Office in January 1849. contained the following stringent provisos:

“Provided always: And this Policy is upon express condition, that if the said A. B. shall be killed in battle, or shall go on the sea, unless passing direct from one part of the colony of New South Wales to another, in vessels exceeding fifty tons burthen; or if the said A. B. shall die by his own hands, or by duelling, or by the hands of justice, or from casualty by collision with the Aboriginal Natives of any part of New Holland, or in consequence of injuries sustained in such

colision; or if anything set forth or alleged in the Declaration or Statement. so as aforesaid made or delivered to the said Society. shall be untrue, defective or fraudulent, or in case any letters, testimonials or other documents adressed to, or deposited with, the said Society, by or on behalf of the said A. B. for the purpose of effecting this Assurance, shall be found unauthenticated, fraudulent, or collusive, then and in every or any such case. this Policy shall be void, and the moneys paid on account of this Assurance shall be absolutely forfeited to the Society."

It will be observed that there is here a very drastic prohibition against going on the sea except in vessels over a certain size, and another peculiar condition is that which avoids the policy in case of death at the hands of justice, as also that regarding collision with the Aborigines, a proviso which perhaps was not altogether without justification in those early days of Australian settlement.

Within the next few years some still more stringent provisions were introduced to the effect that the policy would be forfeited if the assured "shall become an habitual drunkard, or shall die from habits of drunkenness, or from injuries sustained, or disease induced through drunkenness, or shall voluntarily enter the Army or Navy"; and as a matter of fact in the early days instances from time to time occurred of policies being declared void owing to the assured having fallen into intemperate habits.

A year or two later these conditions were further amended by the omission of those relating to being killed in battle or from collision with the Aborigines, and that relating to intemperate habits was somewhat modified.

In or about the year 1869 the conditions were again modified in various points, the only important alteration however being that the limits of free residence, which would seem to have previously embraced the whole of the Australasian Colonies including New Zealand, are now confined to those portions south of the 25th parallel of South latitude and to the whole of the continent of Europe. These free limits include much the larger half of the Australian territory including all the various capital cities, and practically the only populated portions which were excluded were the tropical parts of Queensland.

In the year 1874 the clause was altered so as to include "any part of the world between the 25th parallels of north and south latitude", and about ten years later the free limits were further

extended so as to include the whole of Australia the northern portions of which lie far within the 25th degree of south latitude. In the year 1892 all restrictions as to residence or travelling were finally removed; and a policy-holder once he has been assured, is free to travel or reside in any part of the world. The only exception to this rule is in the case of such as at the date of the policy belong by profession to the naval or military forces, in which case an Endorsement is placed on it when issued providing for the exaction of an extra premium when the assured is called upon to engage in active service in time of war, unless he elects instead to pay a moderate extra during the whole of his connection with the forces.

The earliest policies issued by the New Zealand Government Life Insurance Department in 1870 contained the following provision:

"It shall be void and the payments made under it by the Assured shall be forfeited, if the Assured shall, without the license of the said Commissioner, go on the high seas except in time of peace in passing from one part of the Colony to Europe or to any other part of the Colony, or in passing from the Colony of New Zealand to the Colonies of Tasmania, South Australia, Victoria, New South Wales, and Queensland.

A little latter in the same year this was altered to the following:

"If the person, or any of the persons upon the contingency of whose life or lives the particular transaction is to depend, shall go or travel beyond the limits allowed by the Regulations without the leave of the said Commissioner" and the "Regulations" referred to were to the following effect:

Every contract for the assurance of a sum of money payable at death shall become void if the person or any of the persons upon the contingency of whose life the same is dependent shall go beyond the limits of New Zealand and the Australasian Colonies or shall die on the high seas (except in passing in passage vessels being whole-decked and not less than fifty tons register. or in steam vessels from any part of New Zealand to any other part. or in passing direct by a similar conveyance from any part of New Zealand to any of the Australasian Colonies. or in passing by a similar conveyance from any part of New Zealand to any part of the United Kingdom); and every such contract shall become void if such person or any such persons as aforesaid shall be actually employed in any military or naval service whatever except such as may for the time being be in the employment of the Government of the Colony, unless special permission shall in any of the said cases have been granted by the

said Commissioner, which permission may be granted by the Commissioner on payment of such extra premium or sum of money as the said Commissioner may deem adequate to the risk incurred.

In 1871 further modifications were made as regards travel, residence, military, and naval services, seafaring, &c.

In 1873 this was further modified as follows:

"Policies to be void if the person whose life is assured shall proceed to any part of the globe within the 25th parallels of North and South latitude, except in passing or repassing through the same by sea, without having obtained the written consent of the Commissioner to visit or reside within the said parallels of latitude. (Stipulations against naval or military service, or any change of occupation, or death by duelling or the hands of justice, dropped)."

In 1886 all restrictions on residence or occupation were finally abandoned, except in such cases as it might be deemed advisable at the issue of the policy to impose any special restrictive conditions by way of endorsement.

The policies of all the other Australasian Offices are now equally free from any restrictions in this respect.

Non-forfeiture Conditions.

About the year 1869 several new Societies were formed on the mutual principle, and the conditions attached to their contracts were considerably simplified as well as liberalised. The principle of applying the Surrender value of a policy to keep it in force in the event of failure to pay the premium within the days of grace was introduced, and may be said to have revolutionised the practice of Life Offices in Australia long before this beneficent reform was adopted by the British companies. The Company which was the first to adopt a clause to this effect in its policies did so in the following words:

"If any premium which ought to be paid to the Association in respect of the Policy shall be in arrear and unpaid for the space of thirty days after the same shall have become payable; Provided always, that the Directors may, at any time within six months after such forfeiture, revive on such terms as they may think fit any Policy which shall be forfeited for default in payment of any Premium; Provided also, that if at the time of such default in payment the Policy in respect whereof such default shall be made shall have any surrender value according to the rates fixed by the Directors and such surrender value, after deducting the amount of any charges upon the

Policy to the benefit of which the Association is entitled shall be sufficient to cover the amount of such Premium. the Directors shall pay the amount of the Premium, and the same, with interest at the rate of eight pounds per centum per annum until repayment. shall be a charge upon such Policy, and may be deducted from any money becoming payable by the Association under such Policy."

The practice thus inaugurated soon became all but universal. The Government Life Insurance Department of New Zealand, however, at first adopted (in 1875) a somewhat different form of non-forfeiture condition based on the Massachusetts legislation, by which in the event of default the policy was to be kept in force for a limited term after which, unless revived in the meantime by the payment of all arrears, it irretrievably lapsed. The Regulation embodying this condition was to the following effect:

"Any life insurance policy which has existed for one year and which may thereafter have become void shall not be absolutely forfeited by non-payment of premium thereon until the expiration of a term calculated as follows:

The surrender value of the policy when the premium becomes overdue and is not paid shall be considered as a net single premium of temporary insurance; and the term for which it will insure shall be determined according to the age of the Insured (together with the extra years, if any, added to the life of the Insured when the insurance was effected) at the time of the lapse of the premium and the rates of mortality and interest aforesaid" (i. e. 4% interest and "either of those Tables known as 'The Compined Experience' and 'The Institute of Actuaries' Tables)."

In the event of death within the extended term provision is made for the deduction from the sum assured of the unpaid premiums with 6% interest.

In the following year (1874) a condition was substituted for the above to the effect that after a policy had been in force for three years it was not to be forfeited so long as the arrears with 6 per cent. interest did not exceed the surrender value. Presumably the surrender value made use of for this purpose was the value at the date of first default.

In 1883 this condition was again altered to the effect that a policy should not become absolutely forfeited until after the expiry of a period equal to not less than half the previous duration of the policy. provision being further made for its revival *after* the expiry of this period on payment of the arrears with 6 per cent. interest *along*

with proof of unimpaired health. This somewhat complicated and illogical regulation was in 1886 further amended and placed practically upon its present footing, the exact nature of which may be seen by reference to Clause (c) of the present policy-form given in Appendix C.

Other clauses in actual use by various Companies are to the following effect:

a) "It is hereby declared that after this policy has been in force for three years it shall attain a surrender value, and in the event of no further Premium being paid it shall not lapse so long as the surrender value as fixed by the Directors is sufficient to pay one Premium on the Policy."

b) "Members (who have paid three years' Premiums and upwards) do not forfeit their Policies, the Surrender Value being applied to the payment of the Premiums until the amount of such Surrender Value is exhausted".

c) "Provided that the Policy may be revived within two years of default on such terms as the Directors consider reasonable. Provided further that when the Policy shall have been at least three full years in force the non-payment of any subsequent Premium shall not cause the Policy to be forfeited so long as the available Surrender Value shall after satisfaction of any lien the Company may have upon the Policy be sufficient to cover any such unpaid Premium which together with compound interest thereon at such rate as the Directors may from time to time determine shall thereupon constitute a lien upon the Policy."

d) This Company States: "the only condition contained in its policies for many years dating from the initiation of the Company is that providing for the advance of premiums within the surrender value after the Policy had been in force for a certain period."

Conditions invalidating a Policy on account of mis-statements in the Proposal or relative documents.

The earliest policy, to which I have already referred, contained the following provisoes in this respect: "if anything set forth or alleged in the Declaration or Statement, so as aforesaid made or delivered to the said Society, shall be untrue, defective or fraudulent, or in case any letters, testimonials or other documents addressed to, or deposited with, the said Society, by or on behalf of the said A. B.

for the purpose of effecting the Assurance, shall be found unauthenticated, fraudulent, or collusive. — then and in every or any such case, this Policy shall be void, and the moneys paid on account of this Assurance shall be absolutely forfeited to the Society."

The form of contract in use a few years later, in 1855, states that the policy shall be void "if the Assured shall by artful, false, or fraudulent representation, attempt to obtain any allowance, benefit or money from the Funds of the said Society". Two years later this was altered to read "any *wilfully* false, or fraudulent representation whatsoever". In the year 1868 the wording of this portion of the policy was further altered and amplified, the effect however being practically almost identical with that of the clause just quoted; the wording being as follows:

"If the Proposal and Declaration, or any other paper or statement furnished by the assured, or at his instance, on the faith of which the policy may have been issued, shall, at any time, be found to contain any wilfully untrue statement, or if there shall at any time be, or have been, any fraudulent concealment from the Society of any important particular, or if by any wilfully false, or fraudulent representation whatsoever, the assured shall attempt or have attempted to obtain any allowance, benefit, or money, from the Funds of the Society."

In the year 1874 the clause in question was made much more concise and at the same time very much more drastic, the wording being "if the aforesaid declaration shall be found to be *untrue in any particular*", this forming the *ne plus ultra* of stringency in this respect.

In the year 1900 an important modification was introduced by making the clause read "*fraudulently* untrue in any particular", which is probably as fair a condition as can reasonably be expected. It of course throws upon the Insurance Company the onus of proving actual *fraud* to the satisfaction of a Court of Law in any particular case of a disputed claim, and this may some times be difficult even where the fraudulent intent may be sufficiently clear. Other clauses now in use by Australian Companies are as follows:

- a) "If the Proposal, or any other document upon the faith of which the Policy is granted, shall contain any untrue statement known to the person making the Proposal to be untrue before the Policy was issued, or if such person shall, with the view of obtaining the Policy have made any wilfully false statement, or been guilty of any fraudulent concealment or misrepresentation."
- b) "Provided that if any material information shall have been withheld, omitted, or misrepresented from or in the Proposal,

Declaration, and Personal Statement referred to in this Policy, or if the Premiums above mentioned, or any one of them, be not paid — unless as specially provided for hereunder the Policy have a surrender value — then and in such case this Policy shall be null and void, and all Premiums paid thereon shall be forfeited to the Society.”

Other Australian Companies state as follows:

- c) “there are not and never have been any Conditions in our policies beyond the payment of the Premium and of course proof of title”,
- d) “This Company’s policies have never had any “Conditions” attached to them, except the Suicide Clause, which was added to our policy about 15 years ago.”
- e) Policies are indisputable except in cases of fraud.
- f) This Company’s policies are silent on the point.

The original policies of the New Zealand Government Life Assurance Department issued in 1870 contained a provision to the following effect:

“It shall be void and all the payments made by the Assured under it shall be forfeited, if the statements contained in the aforesaid Proposal and Declaration, or the statements made by the Assured to the Medical Examiner, or either or any of them, be untrue, or if the Assured has wilfully withheld any of the information required of him.”

In 1871 the proviso in question was somewhat altered and amplified to read as follows:

“Policies shall become void if the statements of the Proposer, as set forth in the Proposal, or of the person or persons examined by the Medical Examiner, as set forth in the Medical Examination, or any of such statements respectively, be untrue, or if any other paper or statement furnished by the proposer, or at his instance, on the faith of which the policy may have been issued, shall at any time be found to contain any wilfully untrue statement; or if there shall at any time be or have been any fraudulent concealment from the Commissioner of any important particular.”

The policies now being issued are only avoided if any of the statements in the Proposal and relative documents are *knowingly* and *wilfully* untrue, or if any fraudulent concealment has been practised in regard to any important particular.

A full consideration of all these variously expressed conditions and of the legal decisions given from time to time in the Courts of

the mother country as well as of the colonies leads us to the belief that in reality no proviso of this description is required in a Policy at all, seeing that *fraud* at its inception will necessarily, if proved, avoid *any* contract whatever. And even if the policy itself asserts its indisputability or indefeasibility it does not appear that the position is thereby altered, for if actual fraud were clearly proved a Court would hold that there never was any real contract between the parties at all.

Conditions re Suicide.

The earliest Australian policy, already referred to, provided that it should be void if the assured "shall die by his own hands"; and the condition in this respect remained unchanged until the year 1874 when it was altered so that the policy was only avoided if the assured died by his own hand "within one year and thirty days" from the date thereof. In or about the year 1898 the condition was further liberalised as follows:

"Provided always that should any person or persons have a bona fide interest in this Policy (in the event of the assured dying as aforesaid by his own hands) acquired by assignment or by legal or by equitable lien, then upon proof thereof being furnished to the satisfaction of the said Directors of the extent of such interest, the Funds of the Society shall be liable to pay to such person or persons an amount equal to such interest as determined by the said Directors."

Another prominent Australian Office had up till the year 1898 no condition in its policies referring to suicide, but in that year introduced the following long and complicated provisoes dealing with this subject:

"If the person assured shall die within 13 months of the date of the Policy by his or her own hand; Provided, however, that in case the benefit of the Policy shall have been duly and bona fide assigned as a security for value in money or moneys worth at a date being at least two calendar months anterior to such death, the Policy shall be enforceable to the extent of such value, if the sum assured will admit but no further; and provided also that if the Policy shall have been at least two calendar months before his or her death bona fide settled by the person assured to or for the benefit of his or her wife or husband and or child or children the Directors may; at their discretion (but shall not be bound to) pay the sum assured or any part thereof to be held or applied upon the terms and trusts of such settlement."

This was very shortly amended by leaving out the portion specifically referring to a *settlement* of the policy; and further, in 1903, by inserting the words (whether sane or insane), the clause now reading as follows:

"If the person assured (whether sane or insane) shall die within 13 months of the date of the Policy by his or her own hand; Provided, however, that in case the benefit of the Policy shall have been bona fide assigned as a security for value in money or money's worth at a date being at least two calendar months anterior to such death, the Policy shall be enforceable to the extent of such value, if the Sum Assured will admit, but no further."

Other clauses now in use by various Companies are:

- a) "should the above-mentioned assured die by his own act within 12 months from date hereof, this Policy shall be null and void."
- b) This Company about a year ago inserted for the first time a Suicide clause with a 13 months limit, whether sane or insane.
- c) This Company added a Suicide clause to their policies about 15 years ago.
- d) This Company's policies were silent on the subject until about 3 years ago when the following clause was inserted:

"Provided that if the Assured (whether sane or insane) die by his or her own hand or act within thirteen months of the date of commencement of risk this Policy shall be null and void and all moneys paid in respect hereof shall be retained by the Company except that in case the benefit of the Policy shall have been bona fide assigned as a security for valuable consideration at a date being at least two calendar months anterior to such death the Policy shall be enforceable to the extent of such consideration if the Amount of Assurance will admit but no further."

The New Zealand Government in its earlist policies provided that the policy "shall be void and all the payments made under it shall be forfeited if the Assured shall die by his own hands or by the hands of Justice".

Shortly afterwards this was altered to read "if the Assured shall die by his own hand, or by duelling, within twelve months, or by the hands of justice".

In 1871 this condition was liberalised by the introduction of the following provisoes:

"the Commissioner shall be bound in these cases to pay such sum as would have been paid as the surrender value on the day previous to the decease of the life assured Neither policies which have been *bona fide* assigned to third parties for valuable consideration and of which assignments notice shall have been given to the Commissioner not less than one month previous to death, nor Policies effected by one person on the life of another, shall be subject to such forfeiture."

In the Policies now being issued the condition is worded as in clause (g) of the present policy form given in Appendix B. The proviso just quoted seems to me to embrace all needful precautions against a fraud being committed on the Office, while at the same time it provides in the fullest possible manner for meeting all reasonable claims.

Proof of Age and Adjustment of Errors.

Some companies make no special reference in their policy form to this point, considering no doubt that the invariable reference therein to the correctness of the statements made in the Proposal will permit a rectification of an error in such manner as the Company may think equitable. Some however have special provisions inserted specifying the way in which such errors, when discovered, are to be adjusted, as for instance the following:

"Proof of the age of the Person Assured must be furnished to the Directors, and if the age stated in the Proposal and Declaration or in the Personal Statement shall be below the actual age, then the Association shall only be liable under this Policy for such a sum as the Premium for such last-mentioned age, with an addition corresponding to the addition (if any) which the Directors may have considered necessary on the acceptance of the Proposal, would have covered, and the profits (if any) declared in respect of this Policy shall be correspondingly reduced."

Probably the most usual method of correcting such errors is by charging the assured the amount of arrears of premium accumulated at compound interest in cases where the age was originally understated, and where it was overstated returning the amount overpaid *without* interest. Instances may however arise where the rigid application of this method will be almost if not quite impossible seeing that nearly the whole of the policy moneys might in extreme cases be swallowed up; and no doubt the plan prescribed by the clause quoted above is in most cases the better adapted for the end in view. It should, however, be provided in addition that if the age has been

overstated in the proposal the sum assured should be correspondingly *increased*. Such a provision is in fact made compulsory by law in the State of Victoria.

Other Special Conditions.

One Australian Office embodies in its contract two extraordinarily liberal provisions to the following effect:

(1) "It is hereby declared that in the event of the above-mentioned assured losing his two hands or two legs or eyesight by an accident, the Society will pay the whole of the Policy money. Further that in the event of the loss of one arm or one leg by accident the Society will pay a minimum sum of one-fourth of the amount assured and continue the Policy for the balance at a pro rata reduction in the premium."

(2) "It is hereby declared that so long as this Policy is in force, the Society shall pay for hospital treatment in any of the public hospitals of the State in case the within-mentioned assured should be compelled to seek admission thereto and at once notify the office thereof."

The New Zealand Government had at one time a special condition endorsed on the Policies of such persons as had not been vaccinated and did not wish to undergo that operation to the effect that "if the assured shall die of the disease known as the smallpox", the amount payable by the Commissioner shall be the Cash Surrender value of the said Policy at the time of such death, and no claim further or otherwise shall be made thereunder; but this was finally disused in the year 1903.

There was also a condition inserted in these policies prior to the year 1902 in the case of persons suffering from hernia and who declined to wear a truss, to the following effect:

"It is hereby expressly declared that if the death of the Assured shall be caused by his not wearing a sufficient and properly made truss the amount payable by the Commissioner shall be the cash surrender value of the said policy only at the time of such death, and no further claim shall be recognised thereunder."

In many cases the conditions of a contract are of course not all set out at length in the document itself, but may be imported into it by reference to the Acts and Bylaws or the Articles of Association. Policies issued in Australian States are further subject to

various conditions imposed by statute, and in the case of the New Zealand Government to a number of lengthy "Regulations" enacted by virtue of "the Government Life Insurance Act, 1886". It would, however, be manifestly impossible to quote here all these numerous provisions, and I must content myself by finally referring to the annexed specimens of (A) the earliest form of policy issued by an Australian Company, (B) the present form in use by the same company, and (C) the form now used by the New Zealand Government Life Insurance Department.

It will I think be generally admitted that the liberality of the two latter forms of contract leaves little to be desired.

Appendix A.

Copy of Policy.

No.	PREMIUM,	.	SUM ASSURED,
-----	----------	---	--------------

WHEREAS, of , is desirous of effecting an Assurance on his own Life with the SOCIETY, under the condition of Table A, in the Sum of Pounds for the term of one year, commencing on the day of , One thousand eight hundred and , and to be renewed from time to time, at his option, at the end of every year, during his life.

AND WHEREAS the said _____ hath, as the basis of the Contract for the said Assurance, made and delivered to the Directors of the Society, or the persons, authorised to grant this Policy, a Declaration or Statement, signed by him, bearing date the _____ day of _____, One thousand eight hundred and _____ and hath agreed to conform to the Established Rules and Regulations of this Society.

AND WHEREAS the Directors, or the persons so authorised as aforesaid, relying on the truth of such Declaration or Statement as aforesaid, have agreed to assure to the said the sum of Pounds, to be payable as hereinafter mentioned, at and under the Annual Premium or Sum of payable on the day of in every year and upon other the terms or conditions herein after expressed,

AND WHEREAS the said hath paid, at the Office of the said Society,
in , the sum of as the Annual Premium for such Assurance, and
hath agreed to pay the like sum of on the day of , Eighteen
hundred and .

Now WE, whose hands are hereunto subscribed, being three of the Directors of the said Society (relying upon the truth of the Declaration or Statement so made by the said _____ as aforesaid, and subject to the Rules and Regulations Provisions and Conditions of the said Society), do covenant with the said _____, that if he shall die at any time within the term of one year from the _____ day of _____, One thousand eight hundred and _____; or if he shall live beyond the said term of one year, and shall, on or before the _____ day of _____ in every subsequent year, during his life, pay at the said office, or any other office of the Society, or at any Bank authorised to receive the same on account of the said Society, the Annual Premium or Sum of _____, then the Stock and Funds of the Life Assurance Branch of the said Society shall be subject and liable to pay, and shall, to the extent of such Stock and Funds only, pay to the Executors, Administrators, or Assigns of the said _____ within six calendar months after proof, satisfactory to the Directors, shall have been given of the death of the said _____ the Sum of _____ Pounds.

PROVIDED ALWAYS: And this Policy is upon express condition, that if the said shall be killed in battle, or shall go on the sea, unless passing direct from one part of the colony of New South Wales to another, in vessels exceeding fifty tons burthen; or if the said shall die by his own hands, or by duelling, or by the hands of justice, or from casualty by collision with the Aboriginal Natives of any part of New Holland, or in consequence of injuries sustained in such collision; or if anything set forth or alleged in the Declaration or Statement, so as aforesaid made or delivered to the said Society, shall be untrue, defective or fraudulent, or in case any letters, testimonials or other documents addressed to, or deposited with, the said Society, by or on behalf of the said for the purpose of effecting this Assurance, shall be found unauthenticated, fraudulent, or collusive, — then and in every or any such case, this Policy shall be void, and the moneys paid on account of this Assurance shall be absolutely forfeited to the Society.

PROVIDED ALSO, that the Funds or Property of the Life Assurance Branch of the said Society, for the time being, shall alone be answerable to the demands thereon, under or by virtue of this Policy; it being hereby expressly declared to be a principle of the Society, that no one of the Members of the Society is to be, or shall be, in any case, or upon any account whatsoever, liable to contribute to the Stock or Funds of the Society more than the Premiums he or she shall have paid into the Society.

IN WITNESS WHEREOF we have hereunto set our hands, this day of , in the Year of our Lord, One thousand eight hundred and .

Countersigned by _____ Secretary
Entered _____

(Sd.) } *Directors.*

Appendix B.

Specimen form of Policy.

Table A—With Participation in Profits.

Nr.	£
Payment Received	Payment to be made
by the Society on grant-	for the Renewal of this
ing this Assurance to	Policy on the day of 190
the day of 190	and thenceforth
Premium, £	Premium, £

Whereas

hereinafter called the Assured, is desirous of becoming a Member of the

SOCIETY

by effecting an Assurance upon h own life in the sum of and has signed or caused to be signed on h behalf and delivered to the said Society a Proposal dated the day of 19 and a personal statement dated the day of 19, as the basis of such Assurance.

2. And whereas the said Assured has paid the sum of as the Premium for such Assurance for calendar months from the day of 190, and has agreed to pay the like sum on the day of in each year during the life of the said Assured.

3. Now it is hereby declared that in case the said Assured shall die at any time within the term of the said calendar months, or if he shall survive the term of calendar months, and the said Assured shall on or before the day of now next ensuing, and at or before the expiration of every succeeding calendar months thereafter during h life pay to the said Society the said Premium, then the said Society on production of this Policy duly discharged shall at the death of the said Assured pay to h Executors, Administrators, or Assigns, the sum of .

4. Provided always that the amount assured shall not become payable until proof of the age, identity, and death of the said Assured shall be furnished to the satisfaction of the Directors of the Society.

5. Provided always that if the Premiums above-mentioned or any one of them be not duly paid on the days above-named or within thirty days thereafter subject as hereinafter mentioned, or if the aforesaid proposal and personal statement shall be found to be fraudulently untrue in any particular, or if the Assured shall, whether sane or insane, die by h own hands within one year and thirty days from the commencement of the risk as defined herein, then, and in any such case, this Policy shall be void and the benefits assured shall be forfeited, and all claims on or interest in the assets of the Society shall cease and determine, and any Premiums paid in respect hereof shall be retained by the Society. Provided always that should any other person or persons have a bona fide interest in this Policy in the event of the Assured dying as aforesaid by h own hands, acquired by assignment or by legal or equitable lien, then upon proof thereof being furnished to the satisfaction of the said Directors of the extent of such interest, the funds of the Society shall be liable to pay to such person or persons an amount equal to such interest as determined by the said Directors.

6. Provided further that if this Policy be kept in force for two (2) years from the commencement of the risk as defined herein, the non-payment of any subsequent Premium shall not void the same so long as the surrender value, as fixed by the Board, after deduction of any loan or charge thereon, is available by the Society and sufficient for the payment of any such subsequent premium.

7. Provided lastly that the assets of the said Society shall alone be liable under this Policy, and that the Assurance hereby made notwithstanding anything herein contained, shall at all times and under all circumstances be subject to the Acts and By-laws for the time being of the said Society.

In witness whereof. We, being two of the Directors of the Society, have hereunto set our hands at Sydney, this day of . One Thousand Nine Hundred and

Examined
Entered

} Directors.
Secretary.

a) Policies shall become void if the statements of the proposer, as set forth in the proposal, or of the person or persons examined by a Medical Examiner, as set forth in the medical examination, or any of such statements respectively, be knowingly untrue; or if any other paper or statement furnished by the proposer, on the faith of which the policy may have been issued, shall at any time be found to contain any wilfully untrue statement; or if there shall at any time be or have been on the part of the proposer any fraudulent concealment from the Commissioner of any important particular connected with the issue of the policy.

b) Policies shall become void if payment of the annual or other premium be not made within the days of grace—namely, thirty days from the date stipulated in the policy; but such policies may be revived at any period not exceeding twelve calendar months after the expiry of the said days of grace on satisfactory proof being given of the unimpaired health of the person whose life is insured, and on payment of the premiums then in arrear, together with a fine not exceeding one-half per centum of the sum assured.

c) Provided that no policy which shall have acquired a surrender value, and which is not encumbered by a loan advanced by the Commissioner, shall be absolutely forfeited by reason of such non-payment of premium so long as the premiums and interest in arrear are not in excess of the surrender value for the time being: Provided further (with respect to policies on which the premiums are payable yearly or half-yearly) that no such policy shall be absolutely forfeited so long as the surrender value for the time being shall suffice to meet at least one-quarter of such yearly or one-half of such half-yearly premium; and any such policy may also be revived at any time not exceeding twelve calendar months after the date of forfeiture as above determined on satisfactory proof being given of the unimpaired health of the person whose life is insured, and on payment of the premiums in arrear and interest thereon as at the date of each premium accumulated at the rate of not less than seven pounds per centum per annum.

d) Provided also that any policy encumbered by a loan advanced by the Commissioner which shall have become forfeited in terms of the third covenant of the Sixth Schedule of "The Life Assurance Policies Act, 1884," may be revived at any time not exceeding twelve calendar months after such forfeiture on satisfactory proof being given of the unimpaired health of the person whose life is insured, and on such terms as the Commissioner may from time to time determine: Provided that the total amount due to the Commissioner allowed to remain a charge on the policy shall not exceed the then surrender value.

e) Provided also that no policy which shall have acquired a surrender value shall be wholly forfeited by such non-payment of premium if the person entitled to the benefit of the policy shall, within three months after such non-payment, make application for a paid-up policy; and upon such application the Commissioner shall issue a paid-up policy equivalent to the surrender value of the original policy at the date of such non-payment of premium, after deduction of any amounts due to the Commissioner on the said policy: Provided also that if the surrender value after such deduction is not equivalent to a paid-up policy of at least twenty pounds no such paid-up policy shall be issued: And provided that



THE NEW ZEALAND GOVERNMENT LIFE INSURANCE DEPARTMENT.

ENDOWMENT ASSURANCE.

Policy No.

Table

Sum Assured, £

Issued under "The Government Insurance and Annuities Act, 1874," and "The Government Life Insurance Act, 1886."

With Participation in Profits.

Premium, £ : : Payable in Advance.

Whereas the person named and described in the first column of the Schedule embodied herein (hereinafter styled "the Assured") has, by the Proposal and Declaration which are the basis of this Contract, proposed to effect a Policy on his life, for the sum hereinafter appearing, with the GOVERNMENT INSURANCE COMMISSIONER (hereinafter styled "the Commissioner"), and the Commissioner has agreed to issue a policy in respect of the said Proposal: **Now these presents witness** that the Commissioner hereby covenants with the Assured that if the premium mentioned in the second column of the said Schedule shall be duly paid to the Commissioner on every one of the dates men-

tioned in the third column of the said Schedule which shall occur before the happening of the event on which the sum hereby assured shall become payable, the Commissioner will, within one calendar month after proof of the death of the Assured shall have been supplied to the satisfaction of the Commissioner, or if the Assured survive the date mentioned in the fourth column of the said Schedule, within one calendar month after proof of such survival shall have been supplied to the satisfaction of the Commissioner, whichever of such events shall happen first, pay to the Assured, his Executors, Administrators, or Assigns, the sum mentioned in the fifth column of the said Schedule: **Provided always** that this Policy, and the Contract thereby made, and the Assurance thereby effected, shall be subject at all times to the Acts in force relating to Policies issued by the Commissioner, and to all Regulations for the time being in force made under the said Acts or any of them.

such paid-up policy shall be subject to all the terms, conditions, and liabilities of the original policy.
O. The sum assured under any policy will be paid in case of the death of the person whose life is insured during either the thirty days of grace mentioned in section (2) of these conditions, or, in the case of policies which have acquired a surrender value, while the surrender value for the time being is in excess of all charges on the policy, of whatever nature, notwithstanding the non-payment of premium or premiums due; but the amount of premiums remaining unpaid, with a fine or interest as aforesaid, shall be due from the sum assured before payment.

P. Policies shall become void if the person whose life is insured shall die by suicide, whether sane or insane, within six months from the date of the policy; *Provided* nevertheless that it shall be lawful for the Commissioner, in his absolute discretion, to pay the sum assured if he is satisfied, after careful enquiry, that the person whose life is insured had not at the date of the policy any suicidal intention.

Q. Policies (provided the age of the person whose life is insured shall have been admitted by the Commissioner) shall be exempt from forfeiture in all cases except fraud or fraudulent misrepresentation of facts, and non-payment of premium.

R. On claims being made, reasonable proof of the time of birth shall be required, unless age shall already have been admitted by the Commissioner.

S. On the death of the person whose life is insured, notice in writing of such death shall be immediately given to the Commissioner.

T. Payment of the sum assured shall not be due until the expiration of one calendar month after the time when the proofs of identity and death of the person whose life is insured shall have been supplied to the satisfaction of the Commissioner, and until the policy, duly discharged, shall have been delivered to the Commissioner or to a duly appointed officer; but it shall be competent for the Commissioner, if he think fit, to pay the said sum at any time after such proofs shall have been supplied to him.

First column. Name and description of the insured	Second column. Amount of premium	Third column. Dates for payment of premiums.	Fourth column. Date of maturity.	Fifth column. Sum assured.
			day of one thousand nine hundred and	

In witness whereof the Commissioner hath hereunto set his hand and seal this
 day of
 one thousand nine hundred and

Signed, sealed, and delivered by the Commissioner

in the presence of

Etd.

Government Insurance Commissioner.

L. S.

VIII. — B.

Entwicklung der Lebensversicherungsbedingungen in Dänemark.

Von N. H. Bache, Kopenhagen.

Die Entwicklung der Lebensversicherungsbedingungen ist in Dänemark im großen ganzen in denselben Bahnen verlaufen wie in den übrigen Ländern. Eine detaillierte Erörterung dieser Entwicklung betreffs der landläufigen Bedingungen rücksichtlich Reisen, Selbstmord, Respektfristen, Rückkauf, Darlehen u. s. w. darf kein internationales Interesse beanspruchen und soll daher hier übergangen werden. Zu erwähnen ist nur, daß die Karenzfrist bei Selbstmord, die früher meistens fünf Jahre betrug, neuestens bis auf drei Jahre ermäßigt ist, ja eine einzelne Gesellschaft deckt sogar dieses Risiko, wenn nur zwei Jahre verstrichen sind.

Das Kriegsrisiko wird in den neuesten Bedingungen mehrerer dänischer Gesellschaften sofort bei der Zeichnung der Versicherung ohne jede besondere Anzeige oder Zuschlagsprämie übernommen, falls der Kriegsdienst zur Erfüllung allgemeiner Wehrpflicht geleistet wird.

Die Entwicklung der Bedingungen der privaten Lebensversicherung in Dänemark aus den schüchternen, rudimentären und sehr strengen Anfängen hat sich ohne direkte Einmischung der Gesetzgebung in voller Freiheit durch die Konkurrenz unter Berücksichtigung der Erfahrungen älterer ausländischer, hier arbeitenden Gesellschaften — insbesondere der Gothaerbank — vollzogen. Auf indirekte Weise übten indessen der Staat und die Gesetzgebung einen sehr erheblichen Einfluß in der genannten Richtung dadurch aus, daß sie eine staatlich garantierte Anstalt für Lebensversicherung seit jeher kultivierten. Die hieraus erwachsenen, ganz eigenartigen Beziehungen sollen hier erörtert werden, insofern sie für die behandelte Frage erheblich sind.

Es bestand seit 1775 eine staatliche allgemeine Witwenkasse („Den almindelige Enkekasse“), welche ausschließlich die Rentenver-

sicherung betrieb unter besonderer Berücksichtigung der Überlebensrenten zu Gunsten der Witwen und Kinder der staatlichen Behörden. Ihre Tarife waren mittels der *Süßmilch*schen Mortalitätstafeln berechnet. Während der ersten Hälfte des letztverflossenen Jahrhunderts stellten sich diese Tarife, die eine übergroße Sterblichkeit zur Voraussetzung hatten, als zu günstig für die Interessenten dar, und das rechnungsmäßige Defizit der Kasse schwoll allmählich derart empor, daß man schließlich den Beschluß fassen mußte, den Zugang zu schließen und eine neue Anstalt auf revidierter Basis zu errichten. Dies geschah im Jahre 1842 unter dem Namen „Livrente- og Forsörgelsesanstalten af 1842“ (Die Leibrenten- und Versorgungsanstalt von 1842). Gleichzeitig beschloß man, eine Schwesteranstalt zum Betrieb der eigentlichen Lebensversicherung — ebenfalls unter Staatsgarantie — zu gründen. „Livsforsikringsanstalten af 1842“ (Die Lebensversicherungsanstalt von 1842). Diese zwei Anstalten wurden unter gemeinsamer Leitung anfangs als ein völlig behördliches, finanzministerielles Ressort mit Bureau-lokalen in dem Ministerialgebäude betrieben, so zwar, daß die Ein- und Auszahlungen durch die Staatshauptkasse bewirkt wurden. Später bekamen die Anstalten zwar ihr eigenes Administrationsgebäude, sie wurden ferner durch das Gesetz vom 18. Juni 1870 auch formell in die „Livsforsikrings- og Forsörgelsesanstalten af 1871“ (Die Lebensversicherungs- und Versorgungsanstalt von 1871) vereinigt, deren Name schließlich durch Gesetz vom 1. April 1893 in „Statsanstalten for Livsforsikring“ (Die Staatsanstalt für Lebensversicherung) abgeändert wurde; die Anstalt blieb indessen ein völlig staatlicher Betrieb, dessen Budget ausdrücklich in den jährlichen Finanzgesetzen bewilligt wird.

Die Statuten — darunter die Versicherungsbedingungen — dieser Staatsanstalt, die sich als formelle Gesetzbestimmungen darstellten, haben selbstverständlich einen namhaften Einfluß auf die Versicherungsbedingungen der privaten Gesellschaften ausgeübt, die ihrerseits eine Rückwirkung auf die Anstalt ausübten, so daß die Entwicklung der dänischen Bedingungen sich durch diese wechselseitigen Anregungen vollzog. Dabei hatte anfangs die staatliche Anstalt entschieden den Vorsprung. Die Lebensversicherungsanstalt von 1842 wurde ja eben ohne jedwelche kommerziellen Absichten deshalb gegründet, um dem dänischen Volke die Segnungen der Lebensversicherung unter den möglichst besten Formen zu gewähren, und die Versicherungsbedingungen der Anstalt aus den vierziger Jahren müssen wirklich für ihre Zeit als sehr liberal bezeichnet werden. Ferner läßt es sich nicht verkennen, daß die Bestimmungen des Gesetzes vom 18. Juni 1870, durch welche die Anstalt gänzlich reformiert wurde, im großen ganzen der damaligen

Entwicklung der kontinentalen Versicherungsbedingungen völlig entsprechen.

Wenn es trotzdem der Anstalt nicht gelang, die Lebensversicherungsidee zu popularisieren, so muß die Erklärung darin gesucht werden, daß die ganze Geschäftsgebarung der Anstalt damals einen sehr bureaukratischen Anstrich hatte. Agitationskosten kannte man beinahe nicht, vielmehr erachtete man es als Pflicht des Publikums, aus eigenem Antriebe sich der Vorteile dieses Institutes zu bedienen. Daher gelang es den zwei ersten dänischen Lebensversicherungsgesellschaften — beide 1872 gegründet — recht schnell mittels einer wirklichen akquisitorischen Propaganda viele Versicherungen zu gewinnen, ob- schon sie selbstverständlich nicht imstande waren, sich auf die Staatsgarantie zu berufen oder billigere Prämien zu bieten. Dagegen bemühten sich sowohl diese als die jüngeren Gesellschaften, durch größere Liberalität in der Abfassung der Versicherungsbedingungen und insbesondere mittels Dividendenversprechungen die Staatsanstalt zu überflügeln. Durch verschiedene Gesetzesnovellen wurden die Bedingungen der Anstalt indessen reformiert, und die jetzigen Verschiedenheiten zwischen den öffentlichen und den privaten Bedingungen sind zu geringfügig, als daß man ihnen praktische Bedeutung zusprechen darf.

Einen sehr wichtigen Vorsprung besaß jedoch die Staatsanstalt von jeher. Behufs Ermunterung des Beitritts an die alte Witwenkasse — was freilich damals sehr vonnöten war — sprach der absolutistische König dieser Kasse mehrere Privilegien zu, darunter das Privilegium, daß die bei der Witwenkasse gezeichneten Leibrenten nicht mit Arrest, Beschlagnahme oder Exekution belegt werden dürften. Diese Privilegien war die Anstalt immer mit Eifersucht für sich allein zu bewahren bemüht. Und dabei hatte sie trotz der völligen Änderung der Verhältnisse fortwährend so großen Erfolg, daß es noch im Gesetz vom 18. Juni 1870, § 16, bestimmt wurde: „Die bei der Anstalt versicherten Summen dürfen nicht mit Arrest, Beschlagnahme oder Exekution belegt werden.“ Die privaten Gesellschaften suchten mehrmals vergebens Sturm gegen dieses Privilegium zu laufen, bis es ihnen endlich gelang, durch das neue dänische Aufsichtsgesetz vom 29. März 1904, dieselbe Begünstigung zu erreichen. Während der Vorarbeiten dieses Gesetzes wurde die Sache — charakteristisch genug — anfangs aus einem nationalen, protektionistischen Winkel gesehen, so daß die Begünstigung ausschließlich den einheimischen Gesellschaften zustehen sollte. Der betreffende Reichstagsausschuß bemerkte indessen ganz richtig, es beruhe auf einem völligen Mißverständnisse, diese Sache aus dem Standpunkte der Gesellschaften —

anstatt des versicherten Publikums — zu regeln und ließ sich somit folgendermaßen in seinem Bericht aus: „Dagegen will es dem Ausschusse scheinen, als ob die Berücksichtigung der Interessen der Versicherten das Ergebnis bewirken muß, die Bestimmung betreffs Freiheit für gerichtliche Verfolgung müsse sämtlichen Lebensversicherungssummen zum Nutzen gereichen, einerlei ob die Versicherung bei einer dänischen oder einer fremden Gesellschaft gezeichnet ist.“ Dementsprechend ward es in dem Gesetze § 39 und 51 bestimmt, daß die bei sämtlichen konzessionierten Gesellschaften „versicherten Summen von jeder gerichtlichen Verfolgung befreit sind.“

Auf diese — fast eher historische als volkswirtschaftliche — Weise ist die dänische Gesetzgebung als die erste dazu gelangt, allen Lebensversicherungen, ohne Rücksicht auf ihre Form, Größe oder Bestimmung, vollständige Exekutionsfreiheit zuzusprechen, weshalb sie auch nicht in die Konkursmasse des lebenden Versicherten einbezogen werden können, selbst wenn die Versicherung ausdrücklich zu eigenen Gunsten des Versicherten gezeichnet ist. Die dänischen Gesetzgeber haben resolut die ganzen theoretischen Bedenken durchschnitten und alle anderswo befürworteten Kompromißvorschläge als praktisch unbefriedigend verworfen. Vielleicht darf diese glückliche, gewiß aber recht radikale Lösung der Frage einigermaßen dadurch erklärt werden, daß die theoretischen Befürchtungen, die Interessen der Gläubiger würden durch die erwähnte Entscheidung der Frage über Gebühr verkürzt, erst *nach* dem Inkrafttreten des Gesetzes laut wurden. Einer der eifrigsten Verteidiger der präsumierten Gläubigerinteressen war merkwürdigerweise der juristische Direktor der größten privaten Lebensversicherungsgesellschaft „Hafnia“. In einer anfangs 1908 erschienenen Abhandlung vertrat er mit Energie den Standpunkt, die Gesetzesregel gewähre, richtig gelesen, nicht die behauptete völlige Exekutionsfreiheit, denn sie bestimme nicht, daß „die gezeichneten Versicherungen“ (oder Polizzen), sondern daß nur „die versicherten Summen“ der Zwangsvollstreckung nicht unterliegen und „die versicherten Summen treten erst dann hervor, wenn die Versicherung ausgezahlt werden soll“. Hiernach stehe es fortwährend dem Gläubiger frei, Zwangsvollstreckung gegen die laufende Versicherung und die Polizza zu richten. Diese sehr künstliche Interpretation würde die Bestimmung des Gesetzes fast ganz illusorisch machen, weshalb die hier arbeitenden ausländischen Gesellschaften den Beschluß faßten, die Frage sofort den Gerichten zu unterbreiten und durch Höchstgerichts-Urteil vom 3. November 1908 wurde die erwähnte, einengende Interpretation als gesetzeswidrig gestempelt.

Während der Prozeßverhandlungen wurden die großen sozialen

Interessen, die die Exekutionsfreiheit der Lebensversicherungspolizzen sehr empfehlen, beleuchtet und es wurde ferner dargelegt, daß die entgegenstehenden Interessen der Gläubiger praktisch recht geringfügig sind. Wenn es nämlich mit einem Versicherten ökonomisch bergab gehe, so wäre eine seiner ersten Handlungen, die Polizze bei der Gesellschaft zu beleihen; deshalb ergäbe es sich fast immer in Insolvenzfällen, daß die Polizzen so hoch beliehen sind, daß nichts ferneres daraus zu holen wäre. Die Befürchtungen, daß die Exekutionsfreiheit zum Nachtheile der Gläubiger mißbraucht werden könnte, wären ganz theoretisch; man vergleiche die Motive zum österreichischen Entwurf eines Gesetzes über den Versicherungsvertrag § 128—130: „Es muß beachtet werden, daß die Verträge in der überwiegenden Mehrzahl der Fälle zur Versorgung der Familie und zu einer Zeit abgeschlossen werden, in der an den Eintritt des Versicherungsfalles noch lange nicht gedacht wird. Die auf viele Jahre hinaus berechnete Dauer des Vertrages läßt von vornherein die Annahme als bedeutungslos erscheinen, daß der Vertrag in der Absicht eingegangen wird, um die unbekannten Gläubiger, die im Zeitpunkt des Eintrittes des Versicherungsfalles etwa vorhanden sein werden, zu schädigen, zumal der Voraussetzung, daß der Nachlaß in diesem Zeitpunkte passiv sein wird, jeder Anhaltspunkt mangelt... .. Die Möglichkeit eines fraudulosen Vorgehens des einzelnen Versicherungsnehmers wird die ungeheure Mehrzahl der ehrlichen Versicherungsverträge nicht beeinflussen dürfen“, umso minder, als die Anfechtungsregeln ja einen genügenden Schutz gegenüber denjenigen Lebensversicherungsverträgen gewährten, die wirklich in fraudem creditorum abgeschlossen wären.

Muß die Exekutionsfreiheit als wünschenswert zugegeben werden, so widerspricht es jeder vernünftigen, legislatorischen ratio, diese Freiheit in irgendwelcher Richtung zu begrenzen. Ob die Versicherung eine reine Todesfallsversicherung oder eine gemischte Versicherung sei, ob die Versicherung ausdrücklich zugunsten Dritter oder nicht gezeichnet wäre, was meistens auf recht zufälligen Momenten beruht, müßte in dieser Beziehung gleichgültig sein, zumal der Staat ferner ein bedeutendes Interesse daran hätte, die Bürger zu ermuntern, sich eine angemessene Altersversorgung selbst durch Versicherung zu verschaffen, statt eine solche vom Staat zu fordern. Die Exekutionsfreiheit — wie im schweizerischen Gesetz — zugunsten der Ehegatten und der Nachkommen einzuschränken, wäre ganz willkürlich und unbefriedigend; könnte ja doch z. B. der Mutter oder der Schwester die Versicherung vielmehr vonnöten sein. Auch wäre eine Begrenzung der Exekutionsfreiheit auf gewisse Maximalbeträge der Versicherungs-

summen oder Prämien — wie die amerikanischen und australischen Gesetze es vorschreiben — sehr unpraktisch und willkürlich angesichts des höchst verschiedenartigen Lebensstandart der verschiedenen Menschen und der verschiedenen Bevölkerungsschichten, und ferner kommen die wirklich zu großen Lebensversicherungen so ungeheuer selten vor, im Verhältnis der zahlreichen Versicherungen, die jedenfalls eine angemessene Versorgung nicht übersteigen, daß der Nachteil solcher Begrenzungsregeln größer als der Nutzen scheint. Der Gesetzgeber fürchte nicht zu große Versicherungen; die meisten Versicherten zeichnen aus mißverständener Ökonomie („ich habe nicht die Mittel, eine so große jährliche Prämie zu zahlen“) gar zu kleine Lebensversicherungen.

Dänemark darf sich deshalb rühmen, auf einem einzelnen sehr wichtigen Punkt, Pionier bei der Entwicklung der Lebensversicherungsbedingungen gewesen zu sein, indem es sämtlichen Lebensversicherungen vollständige Exekutionsfreiheit verliehen hat.

VIII. — C.

Evolution des conditions du Contrat d'assurance sur la vie en France.

Par M. Cosmao-Dumanoir, Paris.

Les conditions des polices d'assurance sur la vie ont subi en France depuis l'origine une série de modifications que nous allons indiquer brièvement.

1^o Clauses relatives à l'acceptation et à la définition du risque.

L'appréciation du risque a pour base principale les déclarations du futur assuré lesquelles sont contenues dans la proposition et dans un formulaire spécial à la rédaction duquel préside le médecin examinateur, préalablement à la visite qu'il fait subir au proposant. Dans la forme, les polices répétaient, jusqu'à une époque rapprochée, une partie de ces déclarations, à savoir celle de la date de naissance et l'affirmation de n'être atteint d'aucune maladie ni infirmité grave. Aujourd'hui, au moins dans certaines compagnies, il est seulement relaté que l'assurance est faite sur la base et sur la foi des déclarations du proposant.

Quant aux conséquences de l'inexactitude éventuelle de ces déclarations, les polices anciennes s'inspiraient de l'article 348 du Code de commerce, édicté en matière d'assurances maritimes.

La clause suivante: „Toute réticence, toute fausse déclaration „qui diminueraient l'opinion du risque ou qui en changeraient le „sujet, annulent l'assurance, et, dans ce cas, les primes payées de- „meurent acquises à la Compagnie“ n'est autre chose qu'un extrait textuel de cet article.

Plus tard, un paragraphe additionnel limita à 5 années à partir de la souscription de l'assurance la faculté pour l'assureur d'invoquer les dispositions de cette clause.

Plus récemment encore, la clause elle-même a disparu, ne laissant subsister que l'énoncé de ce que l'assurance est faite sur la foi des

déclarations du proposant. Antérieurement à cette dernière modification, la jurisprudence s'était attachée à distinguer en fait les points sur lesquels une déclaration inexacte avait ou non de l'importance pour l'appréciation du risque: distinction qui n'est pas toujours, en pratique, faite par les tribunaux d'une manière adéquate aux nécessités techniques. Les tribunaux jugent après un certain temps écoulé, et il est inévitable que l'on considère alors comme sans importance une éventualité qui n'est pas réalisée, oubliant qu'à l'origine c'était cependant une chose possible dont l'assureur avait à tenir compte. Tout cela a perdu aujourd'hui beaucoup de son intérêt: en effet, la modification dernière du texte des polices, comportant suppression de tout délai d'incontestabilité, se rattache à une appréciation plus large des déclarations à faire par le proposant: celui-ci doit déclarer tout ce qu'il sait, mais aucun préjudice ne peut résulter pour lui d'avoir ignoré et, par suite, omis de déclarer une circonstance quelconque, si importante qu'elle soit aux yeux de l'assureur. Celui-ci ne peut donc soulever d'objections que si une réticence ou une fausse déclaration a été commise de mauvaise foi par le proposant.

Depuis l'origine, le risque couvert par l'assurance en cas de décès est le risque de décès quelle qu'en soit la cause, sauf les exceptions explicitement formulées par la police. Ces exceptions ont un peu varié soit quant à leur teneur, soit quant à leurs conséquences. Signalons, pour n'avoir plus à y revenir, que la mort à la suite d'un duel n'est plus exceptée par les polices actuellement en usage; le duel est devenu moins fréquent, et surtout beaucoup moins meurtrier. La mort par suite d'une condamnation judiciaire ou par le fait du bénéficiaire à toujours été et reste exceptée. Il en est de même du suicide, avec cette différence, néanmoins, que le suicide inconscient reste en dehors de l'exception, sauf aux intéressés à prouver le caractère inconscient du suicide. La distinction du suicide conscient et du suicide inconscient n'existait que dans les plus anciennes polices.

Les risques de voyage ou de séjour dans certaines contrées ne sont pas couverts par les polices. La liste de ces contrées a été progressivement restreinte. Elle comprenait d'abord tous les pays hors d'Europe, elle est restreinte aujourd'hui en principe aux pays compris entre le 35° degré de latitude Nord et le 30° degré de latitude Sud. Les polices actuelles limitent à 3 années cette exclusion. Après 3 années écoulées, il est loisible à l'assuré de voyager et de séjourner en tous lieux du globe. Au cours des trois premières années, et, pour les titulaires d'anciennes polices, pendant toute la durée de l'assurance, les voyages ou séjours dans les contrées exceptées ne sont couverts

par l'assurance que si la Compagnie accepte de percevoir une surprime en conformité de son tarif spécial, lequel est en fait assez élastique.

Il n'est pas d'usage en France d'écarter systématiquement les proposants adonnés à telle ou telle profession réputée dangereuse; évidemment l'exercice d'une pareille profession est pris en considération lorsqu'il s'agit de conclure l'assurance, mais l'assureur ne se réserve pas le droit de dénoncer le contrat si l'assuré adopte cette profession après la conclusion de l'assurance.

Exceptons toutefois la profession militaire en temps de guerre et la profession de marin en paix comme en guerre. Nous laissons de côté, comme susceptible de nous entraîner à de trop longs développements, les procédés adoptés en France pour l'assurance spéciale de risque de guerre. La profession de marin comporte la perception d'une surprime spéciale: les règlements (non relatés dans la police) exonèrent de toute surprime les officiers de la marine de guerre (y compris ceux des corps administratifs et médical) et des grandes Compagnies de navigation. Cette exonération s'étend d'ailleurs facilement aux officiers des navires de commerce d'un certain tonnage et d'une bonne navigabilité, ainsi qu'au personnel non marin attaché au service des paquebots.

En cas de voyage pour une contrée exceptée de la couverture de l'assurance, d'entrée en campagne, ou d'embarquement à titre professionnel, et lorsque la Compagnie d'assurance n'a pas été sollicitée ou n'a pas accepté de couvrir l'extrarisque par un avenant approprié, l'assurance est suspendue (pour le cas de guerre) ou résiliée. Originellement, cette résiliation était pure et simple, les primes restant acquises à la Compagnie; actuellement, la valeur de rachat de l'assurance est due par la Compagnie.

2^o *Clauses d'ordre technique.* Au point de vue technique, les polices françaises, au moins pour certaines catégories d'assurances, comportent un tableau des valeurs réduites de l'assurance en cas de cessation du paiement des primes; elles stipulent pour l'assuré la faculté de demander le rachat de la police, mais l'usage ne s'est pas encore établi de donner un tableau des valeurs de rachat; c'est même seulement pour les assurances mixtes et de capitaux différés que la police indique sommairement les bases théoriques du calcul de cette valeur.

C'est seulement aussi dans quelques polices qu'est prévue la possibilité d'une avance sur police, mais sans autre indication que celle de la fraction de la valeur de rachat qui peut faire l'objet d'une avance.

Les primes, aujourd'hui comme à l'origine, sont stipulées payables au siège social de la Compagnie. La déchéance consécutive au non-

paiement d'une prime avait lieu, d'après les polices les plus anciennes, de plein droit trente jours après l'échéance de la prime. Il y a déjà de longues années que cette clause a été améliorée: le délai de 30 jours figure toujours dans les polices, mais son expiration ne suffit pas pour consacrer la déchéance: l'assureur doit fixer un nouveau délai par voie de lettre recommandée.

Les polices tombées en déchéance peuvent dans certaines conditions être remises en vigueur pendant un an à partir de l'échéance de la prime impayée. Cette faculté n'est pas stipulée dans la police, mais elle est couramment accordée.

Au point de vue de la désignation du bénéficiaire de l'assurance, l'évolution est marquée par la désuétude de la clause à ordre. A l'origine, toutes les polices prévoyaient la transmission de la propriété de l'assurance par voie de transfert sur le titre même. On a beaucoup discuté sur la validité et sur la nature juridique de ce transfert. Pratiquement, on peut dire qu'il a été régi en somme par les règles de l'endossement des titres à ordre; c'est d'ailleurs par une référence explicite aux règles du Code de commerce sur l'endossement des titres à ordre qu'a été remplacée, dans une rédaction postérieure, la clause relative au transfert sur le titre même. Depuis une trentaine d'années, on a supprimé la clause d'après laquelle toutes les polices étaient à ordre sauf exception: ne sont plus à ordre que les polices expressément stipulées telles; la clause à ordre est d'ailleurs d'un usage très restreint aujourd'hui, et les Compagnies s'efforcent d'en limiter l'emploi, ces polices donnant lieu à des nombreuses difficultés particulièrement en cas de perte.

La pratique d'attribuer par une clause spéciale compétence pour tous litiges au tribunal du lieu du domicile de l'assureur, a disparu des polices actuelles par l'effet de la loi du 2 janvier 1902, qui impose, sans dérogation possible, la compétence du tribunal du domicile de l'assuré.

La loi en préparation sur le contrat d'assurance n'apportera pas de modifications essentielles aux usages actuels, cette loi étant conçue dans son ensemble comme une codification de ces usages.

VIII. — D.

History of the Conditions relating to the Life Assurance Contract in Great Britain.

By **Arthur Wyndham Tarn**, London.

If, in the course of tracing the progress of the Life Assurance Contract in Great Britain from its earliest stages, we compare the terms of Policies granted at a time when Life Assurance was in its infancy with those belonging to a later period, no feature relating to such Policies strikes us more forcibly than the simplicity of the Conditions upon which they were issued. For, as a matter of fact, we find that, up to past the middle of the 18th century, Policies of this description were granted for the term of One Year only, and hence the only Condition considered necessary during this period was that which required the production of satisfactory proof of the death of the Life Assured within such term, before the liability of the Assurers to pay any claim could be admitted. An examination of a Policy issued in the year 1583 reveals the fact that it contained a clause providing that should the Life mentioned therein “dye or de-cease out of this present world by any wayes or meanes whatsoever before the full end of the said xij monethes be expired” the Sum Assured would be paid within two months after intimation thereof. It is recorded that, upon the death of the Life Assured by this Policy nineteen days before the expiration of One Year from its date, the underwriters disputed the claim upon the ground that, since a month contained only twenty eight days, the term of the Assurance had expired at the date of death. Two Judges of the Court of Admiralty, however, to whom the matter was referred, decided against the validity of such a plea, and consequently non-suited the underwriters.

Of a somewhat similar character was the dispute over a claim made in 1698. In this case a Policy had been granted on the 3rd September 1697 on the life of Sir *Robert Howard* for the term of "One Year from the day of the date hereof". Upon Sir *Robert* dying on the 3rd September 1698 the underwriters contended that the Policy had then expired. The Court, however, held that, since the words "from the day of the date" excluded that day, the Policy was in force at the date of death, and that they were accordingly liable to pay.

During the following year an Office called "The Society of Assurance for Widows & Orphans" was formed in London, the Policies of which contained provisions against personation and against liability in the event of members subsequently becoming soldiers and dying in warfare, at sea, or in Foreign parts. In order to counteract the effect of the absence of Medical Examination, no payment was to be made in the event of death occurring within six months of the date of the Policy, which was also avoided by the death of the Life Assured by the hands of justice — a matter of far more frequent occurrence at that time than at present. In another Society established a few years later, we find a clause providing that in the event of the Life going to war or beyond the sea his interest should be lost, but permitting the substitution in his place of another life in good health and of an age not exceeding that of the original Life.

"The Amicable Society for a Perpetual Assurance" was established in 1706 on the Tontine System, then at the height of its popularity. In the course of a few years, however, the Society modified its system so as to equalize to some extent the amounts payable at death. In 1770 a portion of its Funds was set aside for augmenting the shares of deceased members to the full sum of £ 150, whenever under the Charter they might fall short of that sum, the extreme age for admission being limited to 45, and the Annual Premiums being at the same rate for all ages at entry. Not till 1807 was a graduated scale of Premiums introduced into the practice of this Society, nor till as late as 1845 was it empowered to grant Assurances for fixed sums.

Fifteen years after the establishment of the "Amicable", Charters were granted to the London Assurance & Royal Exchange Corporations for the purpose of transacting the business of Life Assurance. One of the earliest Policies granted by the former Corporation, a copy of which may be found in Vol. XXII of the „Journal of the Institute of Actuaries“, was effected by *Thomas Baldwin* on the life of *Nicholas Bourne* "for and during the Term and Space of Twelve Calendar Months". The Policy contained the following Condition:

"Provided always. And it is hereby declared to be the true Intent and Meaning of this Assurance, and this Policy is accepted by the said *Thomas Baldwin* upon condition that the same shall be utterly void and of no effect, in case the said *Nicholas Bourne* shall voluntarily go to Sea, or into the Wars, by Sea or Land, without License first had or obtained for his so doing in Writing under the Seal of the said Governor and Company, Any Thing in these Presents to the contrary hereof in anywise notwithstanding."

The establishment of the "Equitable" Society in 1762 marks an important epoch in the history of Policy Conditions, which now began to lose much of their original simplicity. A few years previously, Mr. *James Dodson*, F. R. S., who had been refused admission to the "Amicable" on account of his being over 45 years of age, determined to found a new Society on more *equitable* terms than those of the "Amicable". He advocated the two principles, which may be said to be the basis of modern Assurance, that the Annual Premiums charged should be regulated by the age of the Life Assured, and that Policies for fixed sums should be granted on Single or Joint Lives or on Survivorships, or for any term. No Conditions were incorporated in the Policies, but under the rules of the new Society it was stipulated that all Policies were to be forfeited if the Premiums were unpaid after the lapse of thirty days from the Date of Renewal, although they could be revived within three months, upon production of evidence of good health and payment of a fine of 10/- per cent. It was originally provided that upon any member becoming assured in any other Society, his Policy should be forfeited, but this rule was repealed in 1772. A graduated scale of Premiums ranging in amount from £ 2:4:10 at age 8 to £ 11:18:8 at age 67 was adopted. Such rates, however, were only applicable to healthy males, persons pursuing hazardous occupations and women under 50 being charged higher rates. In 1777 all Premiums were reduced by ten per cent, the additional rates for female lives having been previously remitted. As late as the middle of the last century, we find that an addition of 22 per cent computed on the Premiums was charged for military persons; and an addition of 11 per cent on Officers on half-pay, Officers in the Militia and Fencibles and like levies; on persons not having had Small Pox or who had not been vaccinated, or who had had Gout or were afflicted with Hernia: and also on persons holding the Magistrates' License to retail beer. Persons not appearing before the Directors were charged the Entrance Money of One Pound per cent.

The Westminster Society, which was established in 1792, issued Policies upon the following Conditions:

"Policies are void if the person whose life is insured shall depart beyond the limits of Europe. or shall die upon the Seas, or enter or engage in any Military or Naval Service, when the Policy is on the Insured's own Life, the same is void if he comes to his death by Suicide or Duelling. which is not the case when the Insurance is on the Life of another.

"Persons to be insured not appearing at the Office, or to one of the Society's Agents, must pay a fine of 10/- per cent for an Insurance for one year; 15/- per cent for seven years; and 20/- per cent for the whole continuance of life; in the first payment only.

"Persons in the Army or Navy must pay an additional £ 1 per cent on the sums insured; and those who have not had the Small Pox must pay an additional premium of £ 10 per cent to be computed on the premium."

By the year 1806, the number of Life Offices had increased to eight, but not until some years later does there appear to have taken place any important modification in Policy Conditions, the general public being still but imperfectly acquainted either with the principles upon which the business of Life Assurance is based, or with the benefits which the high rates of Premium that continued to be charged ought to secure to them. During the period from 1820 to 1824, however, the competition brought about by the establishment of new Companies combined with the largely-increased public attention paid to the subject, was not apparently without its effect upon the stringency of such Conditions. In the Quarterly Review for January 1827, there appeared a striking Article based upon Mr. *Charles Babbage's* well-known work entitled "A Comparative Review of the Various Institutions for the Assurance of Lives" which had been published during the previous year. This Article, which was in the nature of an attack upon the management of the "Equitable", contained the following passage:

"We must notice another malpractice confined, we believe, exclusively to the 'Equitable' — that of deferring payment of the amount of the Policy and Profits six months after the death of the party, whereas from one to three months is the common practice of other Offices. Can the 'Equitable' be sordid enough to put the parties to inconvenience for the paltry object of gaining three months' Interest? Another Society the 'United Empire', which pays one-fifth immediately, gives an advantage

to the Executors of the deceased which only those who have performed that office can duly appreciate."

It would seem, however, that most of the Policies issued by these newly-formed Offices followed the example of the "Equitable" in containing a provision for the deferment of payment of the whole or part of the Sum Assured in the event of the prevalence at any time of Plague, Famine, Civil War, or other similar calamity. Such a provision, indeed, continued in force up to comparatively modern times, its final disappearance not taking place till 1895.

A little work published in 1842 under the title of "The Hand-Book for Life Assurers" contains a list of Life Assurance Companies in existence at that date, the "peculiar privileges" offered to prospective Policyholders by the various Companies being set out in detail. Among these "privileges", the following may be mentioned:

1. Extra Premiums allowed to accumulate, and to be deducted from the Sum Assured.
2. Liability recognized in case of Suicide to Policies of five years' standing.
3. Disputes as to Claims to be settled by Arbitration.
4. Policies assignable without Notice.
5. Lower Rates of Premium for Female Lives.
6. Lapsed Policies to be Renewable and Commutable for others.
7. Interim Bonuses of £ 1 per cent per annum to be allowed.
8. The substitution of other members of the same age for Lives Assured.
9. No English Probate required for Assured dying in Scotland.
10. Return of Premiums in cases of Suicide if the party was of unsound mind.
11. No Extra Premium charged for a voyage to Australia in approved Vessels, or for Residence there in approved situations.
12. The benefit of an Assurance transferred to a Nominee free of charge.

In 1848 the formation of the London Indisputable Life Policy Company, under the auspices of a gentleman popularly known in the profession as "Indisputable Robertson", was based upon the principle that, a Policy once granted and regularly renewed, nothing should prevent payment of the Sum Assured. The Rules of this Company contained the following clause:

"That every Policy issued by the Company shall be indefeasible and indisputable, and the fact of issuing the same shall be conclusive evidence of the validity of the Policy, and it shall not be lawful for the Company to delay payment of the money

assured thereby on the ground of any error, mistake or omission, however important, made by or on the part of the person or persons effecting such Assurance, and that on the contrary the amount so assured shall be paid at the time stipulated by the Policy as if no such error, mistake, or omission had been made or discovered."

About the same time in the pages of a pamphlet Mr. *Robertson* state this reasons for the principle which he advocated in the following terms:

"The progress of Life Assurance has unfortunately been much retarded by disputes and lawsuits. Vexatious delays in the settlement of Claims, extorted compromises, and protracted litigation have had the effect of deterring many persons from resorting to Life Policies By the Policy the Assured undertakes to pay the Premiums regularly and the Company to pay the stipulated sum three months after the death of the Assured, provided that every statement, declaration, and all testimonials and documents addressed to or deposited with the Company in relation to the Assurance shall be found to be in all respects true. It is further declared that the Policy shall be void if any important information has been omitted. If there is a Warranty it is no matter whether it is material or not.

"A multitude of forfeitures probably arose in no small degree from a desire on the part of the Companies to increase their profits by depriving the Assured of the benefits for which he had paid."

"By the irony of fate" observes the late Mr. *Cornelius Walford*, "one of the first claims made upon this hyper-virtuous Company involved questions which could alone be adjudicated in a Court of Law; and so it may be said that the theory of Indisputability so set up, speedily revenged itself upon its propounders". It must, however, be admitted in justice to Mr. *Robertson* that one undoubtedly beneficial effect of the principle which he laid down, was the adoption of less stringent terms in the form of Declaration signed by a proposer which constituted the basis of the contract with the Company. As an example of what Mr. *Robertson* aimed at reforming, we may quote the following Conditions of Assurance prevalent up to the middle of the last Century:

"Insurance to be valid only in the case of the Proposal containing a just, true, and faithful account of each and every particular therein mentioned. Should it be at any time hereafter discovered that such document is not just, true, and faithful, or

that any fraudulent or untrue representation is contained therein, the Policy is void."

"I do hereby agree that this Declaration be the basis of the contract between the Society and me, and that if any untrue averment be contained therein, or if the facts required to be set forth in the above proposal be not truly stated all moneys which shall have been paid to the Society on account of the Assurance made in consequence hereof shall be forfeited to the Society, and the Assurance itself shall be null and void."

As regards the general Conditions of Assurance printed on the Policies, the following may probably be considered as fairly representative of those generally adopted by Life Offices from the year 1850 to about 1880:

"1. Persons proposing Insurance on Lives and Survivorships must state the several particulars required by the printed Forms of Proposals, and give a reference to two persons of repute, one of whom must be the usual Medical Attendant of the Life proposed to be assured.

"2. Policies are void if the party or parties whose Life or Lives hath or have been insured shall go beyond the limits of Europe without the consent of the Directors, or die upon the seas during any Voyage made without such consent (except in passing from one place in the United Kingdom to another, or in passing in time of peace in decked vessels between any European Ports), or shall without such consent enter into or engage in any Military or Naval Service whatever, or shall at the dates of the Policies have entered into or be engaged in any Military or Naval Service, and shall have concealed the same from the Directors.

"3. Thirty Days are allowed for payment to the Company of the Annual Premiums after they are due, but if the Premiums remain unpaid more than thirty days and not exceeding three calendar months, the Policies may be revived upon payment to the Company of Ten Shillings per cent on the Sum Insured, provided proof be given to the satisfaction of the Directors that the health and habits of the party whose life is insured continue good and unchanged.

"4. Insurances made by persons on their own lives are void if such persons, whether sane or insane, die by their own hands, duelling, or by the hands of justice, but shall remain in force so far as any other person or persons shall have acquired a beneficial interest therein by assignment or legal or equitable lien to the extent of such interest, to be proved to the satisfaction of

the Directors: and, when at least five Annual Premiums have been paid on such Insurance, the Directors will entertain an application from the representatives of the deceased for such allowance as the circumstances of the case may justify, not exceeding in any case the value of the Policy at the time of the decease.

"5. Every person making an Insurance on the life of another must be interested to the full amount insured thereon.

"6. All Claims upon Policies are paid within three months after satisfactory proof shall have been received at the Office of the Company of the death of the person or persons whose life or lives hath or have been insured, and such further information respecting the same shall have been given as the Court of Directors shall require. Reasonable proof also shall be required of the time of birth of the life or lives insured unless that fact shall have been previously established, in which case the same will be admitted by endorsement on the Policy".

Probably few Life Office Managers have devoted more attention to the subject of the improvement of the terms of Policy Conditions than Dr. *T. B. Sprague*, whose views upon both the practical and the theoretical sides of Life Assurance must always be regarded with great weight. In the course of one of his Presidential Addresses delivered before the Institute of Actuaries in November 1885 he observes:

"In the long run I believe that the Conditions of Assurance will have a material effect in determining the success of an Office: but the operation of this will be gradual and slow. When a man proposes to insure his life, it is, I believe, rare for him to scrutinize carefully the Conditions of Assurance. For example, he would very rarely think of asking, 'What Surrender Value will you return to me if I wish to withdraw after a certain number of years?' or, 'How will you deal with me if I wish to go abroad, or if I omit to pay my Premiums within the stipulated time?' But, when one of these cases has happened, he will form a favourable opinion (or the contrary) of his Company, according as he believes himself to have been fairly or harshly treated. Again, if a man whose life has been insured for (say) thirty years, commits suicide under the pressure of money or other troubles, the public sentiment will approve of the payment of the Policy money to his innocent family; and if the Company declares the Policy void, the opinion will be held that, although they may have been within their legal rights,

they would have acted very harshly. It seems to me the object of the Manager should be to ascertain what Conditions public sentiment will generally approve as just and fair; and I believe that foremost among these may be placed the non-forfeiture regulations which are now being adopted by so many Offices. The public will rightly hold that it is very harsh and inequitable that a Policy which has been in force for many years and has acquired a large Surrender Value, should be altogether forfeited by failure to pay the stipulated Premium within the days of grace; and the Managers of Offices will, therefore, in my opinion, act wisely in devising methods that will, to a greater or less extent, remove this hardship. When a young man comes to receive the sum payable under his father's Policy, this should be a very suitable opportunity for endeavouring to obtain an Insurance Proposal from him. If, however, the son finds that his father had Policies in several Offices, that one pays immediately after the claim Certificates are sent in, that another delays for three months, while a third perhaps does not pay until six months after the death has occurred, he is very unlikely, if he effects an Insurance on his own life, to give it to the Office which delays the payment for what must appear to him an unnecessary time."

Another former President of the Institute of Actuaries, now no longer with us, the late Mr. *Benjamin Newbatt*, who was also looked upon as an authority on all matters having for their object the improvement of the Conditions of Life Assurance, delivered an Address before the Insurance Institute of Yorkshire in February 1893, in which this important subject received ample treatment. The following extract from his Address seems to sum up the whole question in a comprehensive manner:

"It is amusing to read among the early conditions of one of our present great Offices — whose Conditions, by-the-by, have now blossomed out into 'Privileges' — that the Assured were allowed without license, to pass by sea in whole-decked vessels from one Port of the United Kingdom to another, and to and from the Islands of Guernsey, Jersey, Alderney, Sark, and Man, and also, in times of peace, in King's ships and packet or passage vessels, to and from British and Foreign Ports in the European Continent between the Texel and Brest, both inclusive. It makes one sad, on the other hand, to read in the prospectus of another Office, which is now generally respected, and which has lately distinguished itself by repealing the Suicide Clause

altogether, that Policies on the lives of persons dying by Suicide would be void unless legally assigned for value to third persons. It is only natural that in respect of the Policy and its Conditions we shall find most of these modern improvements which command general assent. Simplification of the Contract, if not the greatest, has certainly been one of the greatest achievements of our day. The completeness of this simplification may be judged by the fact that, with the exception of Suicide within the first year or the first six months of Assurance — and not always then — nothing in many cases but failure to pay the Premium will void the Policy.

"Next to the simplification of the Contract has been the gradual perfecting of the means for keeping the Policy alive, or if that be not possible, for preserving its value to its owner. It may be said with entire truth that no man now need allow a Policy to lapse so long as there is in it enough value to pay one Premium: nor, should he prefer to let the Policy lapse, need he lose that value, whatever it may be. In addition to the old-established days of grace, Offices now grant long extended terms of renewal, during which the Policy is protected, or will during a still longer period revive a Policy actually lapsed without requiring evidence of health, and in some cases will even pay the Sum Assured in the event of death during the time within which the lapsed Policy might have been revived. They grant Loans, too, even of the smallest amounts, in order to maintain Policies in force; and finally, if the Assured elects to forego his Assurance, they will give equitable Cash Surrender Values or Paid-up Policies of equivalent amount. There is one improvement, indeed, in regard to Surrender Values which ought not to be overlooked, and that is the increased fulness with which Offices now indicate or guarantee such values. Whether it be as part of the Policy Contract, or by statements in Prospectuses, or, still better, by Returns made to the Board of Trade, there are few cases in which a man seeking knowledge or desiring certitude on this subject may not find it in abundance."

Although it is practically impossible to fix with any degree of certainty the exact dates when many of the most important of the improvements in Policy Conditions took place, an event which occurred in the year 1858 was undoubtedly the cause of a modification in the practice of many Life Offices with regard to the payment of Claims within the Days of Grace. Up to this period the general practice

was of a somewhat indefinite character, but a decision in the Courts during this year made it only too clear that as a rule Life Assurance Policies were drafted in such a way as to make the liability of a Company for payment of a Claim cease, should it happen that, in spite of the fact that a certain number of Days of Grace were allowed and had not expired, the Premium had not been paid when the Claim arose. This decision caused such universal alarm among Policy-holders that nearly all the Life Offices in the United Kingdom immediately declared that it was their invariable practice to pay Claims arising during the Days of Grace, whether the Policies had been renewed or not.

Among the most important of Conditions of Assurance are those which provide for the payment of Extra Premiums in the event of the Office incurring additional risk owing to the Life Assured either proceeding to some unhealthy climate or becoming engaged in a hazardous occupation. We have already seen, in the early days of Life Assurance, upon what onerous terms such risks were undertaken. As, however, the business of Life Assurance became more general, statistics relating to special risks of this nature began to be compiled, and the Extra Premiums charged by Life Offices were for the most part based upon such statistics. In considering the practice of Offices with regard to what may be termed the climatic risks, it may be recalled that, at a time when greater liberality of ideas as to the nature of such risks was beginning to prevail, the late Mr. *Samuel Brown* was a strong advocate in favour of freedom from any such imposts on the ground that, as sixpence per cent, added to all ordinary rates of Premium would cover the risk incurred by members who had exceeded the usual free limits, it was not practically worth while, however theoretically correct, to perpetuate a grievance which all payers of such Extra Premiums feel, and which, as he put it, they do not hesitate to express sometimes in a forcible manner. In referring to Mr. *Samuel Brown's* attitude on this subject in the course of a Presidential address, the late Mr. *Archibald Day* remarked that the liberal policy which had been adopted by so many Companies in recent years of freeing from restrictions as to foreign travel or residence Policies which had been in force five years and of granting Whole World Policies from the commencement without the charge of any Extra Premium when the Proposer has little probability of exceeding the free limits, appeared to him likely to make considerable reduction in the gross amount of Extras collected by Assurance Companies, and on investigation he found that the proportion borne by such Extra Premiums to the aggregate Premiums of 22 Companies

represented an extra charge of eightpence per cent, on the Sum Assured or about $1\frac{1}{4}$ per cent, of the total Premiums.

As an example of the high rates of Extra Premiums for Sea and Climatic Risks charged during the first half of the last century, it may be mentioned that for a Voyage to Holland and back, an addition of £ 1 per cent of the Sum Assured was imposed, for Spain 5 guineas per cent, and for a Voyage to New South Wales £ 2 per cent. For residence in North and South America, the Extra Premiums ranged from £ 1 to 3 guineas per cent according to the latitude and length of residence. For the East Indies (including the Voyage) Military Officers were charged 4 guineas and Civilians 3 guineas per cent, while for the West Indies Extra Premiums varying from 3 to 9 guineas were imposed, according to the age of the Life. Residence in Hobart Town was not allowed on any terms, and during the gold rush to California the Extra Premiums for residence were doubled. In his "Comparative Review" already referred to, Mr. *Babbage* remarks:

"The English Channel is by no means free from danger, whilst in a Voyage to Bordeaux the waves of the Bay of Biscay are almost proverbial, and the mouths of the Elbe are perhaps still more dangerous. It might be desirable to restrict the limits perhaps to the Texel and Brest, and to charge a certain small addition for other more dangerous Voyages."

The establishment however, in 1847 of the Colonial Life Assurance Company in Edinburgh by the late Mr. *W. T. Thomson* marks the introduction of an important change into a practice which had hitherto been capricious and arbitrary, an attempt then being made for the first time to place Extra Premiums for such risks upon a sound and rational basis. A considerable extension was made to the free limits of Travel and Residence, which now included any part of Europe; any part of North America, North of 38° North Latitude, but not to the West of the Mississippi; as well as those parts of Africa and of Australasia South of 30° South Latitude. No charge was made for travel between any European Port and any North American Port within similar limits. Extra Premiums for Foreign Residence in other parts of the World were divided into three classes: 1. North America between 35° and 38° North Latitude, but not West of the Mississippi, travel being allowed throughout the United States; the Bermudas; and South America South of 20° South Latitude. 2. India, Ceylon, and Mauritius, as well as the right to visit but not to reside in such parts of China as are visited by British Traders; and 3. The West Indies including British Guiana. In this last class,

however, some allowance was made for the decreased risk owing to the effect of acclimatization.

In 1867 Mr. *A. H. Bailey*, on behalf of an Office with which he was then connected, issued a Table of Premiums for the Insurance of £ 100 for the Whole Term of Life to cover the risk of residence in time of peace in any part of the World. These Premiums, which were on a uniform scale, were claimed to be considerably lower than those commonly required by Life Offices for Foreign Residence, no charge being made for the Sea Risk. A special clause was inserted in the Policies issued by the Office, which ran as follows:

“Provided always that..... if the Nominee shall die in any part of the World between the 33rd parallel of North Latitude and the 31st parallel of South Latitude, otherwise than and except in passing through the same by sea, and otherwise and except in Egypt and the Holy Land, Madeira, the Australian Colonies, Cape Colony, and Natal, without having obtained the consent in writing of (the Company) to reside within the said parallels of latitude respectively, or if the Nominee shall enter into any Military, Naval or Maritime Service, or shall engage in any capacity whatever in actual warfare without the previous consent in writing of (the Company), then and in any such case this Policy and the Assurance hereby made shall be void and the Premiums paid in respect thereof shall be retained by (the Company), but nevertheless this Policy shall not be avoided if the Nominee shall have done any such act as aforesaid without the knowledge of the Assured, and if immediately on becoming acquainted with such act and afterwards in due course the Assured shall have paid the Extra Premiums which (the Company) would have required for its consent to such act.”

The Paper “On the Death Rate among Assured Lives in the West Indies” from the pen of the late Mr. *J. Stott*, published in the “Journal of the Institute of Actuaries” in 1878, which contained statistics based upon the experience of the “Scottish Amicable” in that part of the Tropics, undoubtedly had considerable effect in reducing the Extra Premiums usually charged by Life Offices for residence in these Islands. He there showed that the Extra Risk for such residence would be covered by charging an Extra Premium of £ 1:0:0 per cent for the West Indies generally, 13/- for Jamaica, £ 1:13:3 for Trinidad, £ 1:0:8 for the other West Indian Islands, and £ 1:16:4 for Guiana.

The modern practice with regard to the East Indies was fully dealt with in a Memoir on “Life Assurance in India” contributed to

the last International Congress by Mr. A. T. Winter. In a Table showing the rates of Extra Premiums charged by the different Offices, he appends the following statement:

"13 of the Offices charge the Extra for a limited number of years only.

9 charge a Uniform Extra of £ 1 per cent for Ten Years only.

1 charges " " " " £ 1 " " " Five or Ten Years only according to circumstances.

1 " " " " " £ 1 " " " for Five Years only.

1 " " " " " 25/- " " " " " "

1 " " " " " 30/- " " " " " "

1 " 30/- per cent for first Five Years (if life unacclimatized) reducible to 15/- afterwards.

1 " 30/- " " for first Five Years (if life unacclimatized), 20/- for 2nd Five Years, and 10/- afterwards."

At the present time it may be asserted that the only part of the World where the Extra Premium for residence is of a prohibitory character is the West Coast of Africa. Even here, however, there are not wanting signs of greater liberality on the part of Life Offices. While writing this Memoir, the author's attention has been called to the following quotation for an Extra Premium for residence in Nigeria :

Four Guineas per cent for the first Two Years with no refund upon return to Free Limits.

Three Guineas per cent for the subsequent Eight Years with proportionate refund upon return to Free Limits.

The Extra Premium to be entirely removed after Ten Years' residence beyond the Free Limits.

It may be added that such free limits may be generally said to include all parts of the World North of 33° North Latitude and South of 30° South Latitude, in addition to those parts of Australia and the South African Colonies which may lie beyond these limits. It is also a general practice to declare all Policies which have been five years in force to be free from all restrictions as to Residence and Travel, provided the Life Assured is not less than thirty years of age, and has not previously entered the prohibited limits, and is not in the Military, Naval or Mercantile Marine Service.

With regard to Lives Assured whose occupations are comprised in this last sentence, the practice of Life Offices up to comparatively recent times has varied considerably. The treatment of this class of lives by the "Equitable" up to the middle of the last century has already been referred to. The "Asylum" which was established in

1824 with the special object of increasing the facilities of Life Assurance, originated the following scheme for the benefit of Naval and Military Officers:

"To suit the convenience of parties, a fixed Extra Premium of Two Guineas per cent per annum may be paid by Naval Officers on half pay, and Military Officers whose destinations are uncertain.

or

"Three Guineas per cent per annum by Naval Officers on full pay whose destinations are unknown"

such Extra Premiums entitling the Lives to proceed to any part of the World when required to do so by the duties of the Service to which they belonged.

Up to comparatively recent times, however, it was usual to accept these lives at ordinary Rates of Premium subject to the Condition that in the event of their duties taking them either to Tropical Climates or to Active Service, Extra Premiums would be charged commensurate to the additional risk which might be estimated by the Directors. It will be remembered that, in the South African War which broke out in 1899, the additional risk thus incurred by those who were called to the front was covered by general agreement among the Life Offices of this country by the imposition of an Extra Premium on existing Assurances of Five Guineas per cent for the first year, the Extra being reduced to Two Guineas per cent during the remainder of the War. For new Assurances this Extra Premium was fixed at Seven Guineas per cent. It may be added that, although at the time much complaint was made in the public press of the exorbitant nature of such Extra Premiums, it was subsequently clearly shown by Messrs. *Schooling* and *Rusher* in their Paper on the Mortality of the War, read before the Institute of Actuaries in 1903, that they were quite inadequate to the risk actually sustained.

Some few years previously to this War, a scheme was arranged by one of the leading Life Offices in London under which Naval and Military Officers were granted Policies at ordinary Rates of Premium on the Participating Scale with liberty to proceed to and engage in any Military or Naval Service (whether active or not) in any part of the World, subject, however, to the following limitation, which was endorsed on such Policies:

"No Surrender Value attaches to this Policy in respect of the first Five Years of Assurance.

This Policy is not entitled to participate in Profits during the continuance of the Life Assured in the Naval or Military Service.

On retirement of the Life Assured from the Naval or Military Service then this Policy is to rank for participation in Profits subsequent to the date of retirement."

At the present time it is the general practice to grant licences to Officers, who have no immediate prospect of being ordered on Active Service, or of going beyond the usual Free Limits, at a special uniform rate of Premium payable until permanent retirement from the Service. These Licenses are of two classes:

1. Licenses granted at an Extra Premium of £ 1 per cent per annum for Military Officers, and of 15/- per cent per annum for Naval Officers, to cover all War Risk and Foreign Residence excluding the West Coast of Africa.

2. Licenses granted at an Extra Premium of 10/- per cent per annum for Military Officers, and of 7/6 d. per cent per annum for Naval Officers, to cover War Risk only.

The risk of becoming actively engaged in the Retail Liquor Trade is generally provided against in Policies issued on the lives of Brewers' Travellers and Clerks, as well as of Restaurant Keepers and persons possessing only an Off-License at the time of Assurance. As regards Assurances on Female Lives, the practice of Life Offices, as was pointed out by Mr. *H. J. Baker* in his Paper read at the last Congress, has varied and still varies considerably. In some Offices Single Extra Premiums are charged, and in others annual Extra Premiums ceasing at age 50, the amounts of such Extra Premiums being regulated according to the age and other circumstances connected with the life. It is also not unusual, in cases where the life is under 30 years of age and unmarried, to provide for the payment of a Single Extra Premium in the event of her marriage.

Reference has already been made to the principle of non-forfeiture, which, though by no means a modern idea, has not met with general approval among Life Assurance Companies in this country until within the last quarter of a century. So far as the author is able to trace, its earliest application was made in 1855 by an Office called the "Unity", which guaranteed to all its Assured after payment of five Annual Premiums a Paid-up Policy for the amount of the Premiums paid. In a letter to the "Post Magazine" of 6th October in that year, the writer criticizes this method, observing that the new feature operates to the great advantage of the Office at the ages at

which the Policies are most likely to be effected, and during that period of life at which Policies are most likely to be surrendered: at other ages and periods the method would prove ruinous to the Company.

The modern system of non-forfeiture has been described by the author of this Memoir in his Chapter entitled "Modern Developments and Improvements in the Practice of Life Assurance" in the Fourth Edition of Walford's „Insurance Guide and Handbook" in the following terms:

"The principle of Non-forfeiture is applied to Policies which possess a Surrender Value. Such Policies, if effected by means of a limited number of Premiums, either as Endowment or Whole Term Assurances, can be converted into Paid-up Policies for amounts bearing the same proportion to the original Sums Assured as the number of Premiums paid bears to the total number provided for in each Policy. Some Offices require a special application to be made by the Policy-holder before a Paid-up Policy of this description is granted; but others make the system automatic as soon as the Days of Grace have expired, while still allowing the Assured the privilege of reviving the original Policy within one year from the date on which the unpaid Premium became due. Another form of this principle with regard to Policies, which, though lapsed, still possess a Surrender Value, is to apply this value to keep the Policy in force till it is exhausted. Interest is charged on the outstanding Premiums, which, as they are debited to the Assured, increase the Surrender Value. Not till the outstanding Premiums and Interest have amounted to the Surrender Value thus increased, does the Policy finally cease to exist."

In the course of this historical review of the changes which have taken place in the Conditions of Life Assurance, we have seen that the simplicity, which characterized their earlier stages, became gradually lost sight of as the practice of Life Assurance began to develop, until towards the middle of the 19th Century, the terms of the Contract became to some degree obscured by the inclusion of a number of irksome restrictions, neglect of which, however unintentional, might at any time entail total forfeiture of the benefits secured by the Policy. We have also seen that only within a comparatively recent period has any general attempt been made on the part of Life Offices to render the Conditions of Assurance less onerous. For some years past, however, there has been a growing tendency towards a simplification in such Conditions, with the result that at the present

time it is the rule, and not the exception, to grant Policies free from all restrictions as to Travel, Residence, and Occupation, while, apart from the question of fraud, which must inevitably vitiate any contract, the terms of the Conditions usually attached to these Policies are sound in principle, easy to be observed, and but three in number. Firstly, the Premiums must be paid within the Days of Grace, or, subject to the payment of a small Fine, within a year from the expiration of such Days of Grace. Secondly, satisfactory proof of age must be produced before a claim can be admitted. Thirdly, the Policy becomes void in the event of the Life Assured committing suicide within a specified period (generally thirteen months) from the date of the Assurance, except to the extent of any vested interest therein acquired for valuable consideration. When, too, we also consider the privileges which the Assured now enjoy of non-forfeiture, liberal Surrender Values, Interim Bonuses, prompt payment of claims, together with the readiness on the part of Life Offices to meet their wishes with regard to any change in the terms of their Policies, it is indeed difficult to understand in what direction the principles of liberality and fair dealing could be still further extended.

VIII. — E.

Ein Beitrag zur geschichtlichen Entwicklung der Versicherungsbedin- gungen in der Schweiz.

Die Versicherungsbedingungen der Schweizerischen Lebens-
versicherungs- und Rentenanstalt in Zürich.

Von Dr. **Hans Koenig**, Zürich.

I. Einleitung.

Die Entwicklung der Versicherungsbedingungen eines Landes darzustellen, wird erst dann möglich sein, wenn der Werdegang der Versicherungsbedingungen der einzelnen Gesellschaften bekannt sein wird, oder wenn wenigstens die Möglichkeit geboten ist, die notwendigen Nachforschungen bei jeder Anstalt durchzuführen. Bis heute hat noch keine schweizerische Lebensversicherungs-Gesellschaft ihre Versicherungsbedingungen historisch zur Darstellung gebracht und es ist auch nicht möglich, den Anstalten zuzumuten, ihre Archive einem Fernstehenden so zu öffnen, daß er selbst alle erforderlichen Studien besorgen kann. Die geschichtliche Entwicklung der Versicherungsbedingungen der Schweizerischen Lebensversicherungs- und Rentenanstalt in Zürich ist daher ein *Beitrag zur Entwicklung der Versicherungsbedingungen in der Schweiz*. Auf diesen Titel darf die nachfolgende Studie um so eher Anspruch erheben, als die Schweizerische Rentenanstalt das älteste Schweizerische Lebensversicherungs-Institut ist und ihre Versicherungsbedingungen in mancher Richtung einen eigenen, originellen Charakter tragen.

Die Rentenanstalt war und ist eine Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit: ihre Versicherungsbedingungen bildeten daher stets einen Bestandteil der Statuten. Erst vom Jahre 1894 an wurden besondere Versicherungsbedingungen erstellt. Wenn wir im folgenden von Ver-

sicherungsbedingungen sprechen, so sind darunter nur die *Vertragsbestimmungen für Todesversicherungen* zu verstehen.

Vorerst stellen wir fest, daß bis heute die Gesetzgebung in der Schweiz, sowohl die kantonale wie die eidgenössische, auf die Gestaltung der Versicherungsbedingungen nie von wesentlichem Einfluß war.

Das in Zürich geltende privatrechtliche Gesetzbuch vom 1. Heu-
monat 1855, revidiert am 4. September 1887, handelt zwar in seinem
elften Abschnitt in den §§ 1704 bis 1760 (revidiert Art. 496 fg.)
„von den Versicherungsverträgen“. Diese noch bis zum Inkrafttreten
des Bundesgesetzes über den Versicherungsvertrag vom 2. April 1908
geltenden versicherungsrechtlichen Bestimmungen enthalten aber nur
allgemeine Grundsätze, die nicht viel sagen und deren Inhalt zum
Teil anfechtbar ist. Auch die später erlassenen schweizerischen Gesetze,
das schweizerische Obligationenrecht vom 1. Januar 1883 und das
Bundesgesetz betreffend Beaufsichtigung von Privatunternehmungen
im Gebiete des Versicherungswesens vom 25. Juni 1885, brachten für
das private Versicherungsrecht keine Neuerungen. Die Versicherungs-
bedingungen werden zwar seit 1885 vom eidgenössischen Versicherungs-
amt in Bern und seit 1903 auch vom kaiserlichen Aufsichtsamt in
Berlin geprüft und genehmigt. Aber auch hier dürfen wir von einem
wesentlichen Einfluß der Aufsichtsbehörden auf die Entwicklung der
Versicherungsbedingungen nicht sprechen, da die Anstalt zu einschnei-
denden Änderungen der Versicherungsbedingungen durch die Ver-
sicherungsaufsichtsämter nie veranlaßt wurde. *Wir dürfen deshalb
davon ausgehen, daß die Versicherungsbedingungen und ihre Entwicklung
in der Hauptsache auf die Initiative der Anstalt selbst zurückzu-
führen sind.*

Die Schweizerische Lebensversicherungs- und Rentenanstalt hat
seit ihrem Bestehen (1857) ihre Versicherungsbedingungen fünfmal
geändert, nämlich 1858, 1879, 1885, 1894 und 1903. Durch das Inkraft-
treten der Versicherungsvertragsgesetze Deutschlands und der Schweiz
ist auf 1. Januar 1910 eine Revision der Versicherungsbedingungen not-
wendig geworden. Die neuen Bedingungen sollen nicht nur ein An-
passen der heute geltenden Vertragsnormen an die Gesetzesvorschrift
sein, sondern auch der neuesten Entwicklung des Versicherungswesens
Rechnung tragen. Da die im Entwurf vorliegenden Versicherungs-
bedingungen noch nicht in allen Punkten feststehen, können wir jeweilen
nur andeuten, in welcher Richtung eine Entwicklung geplant ist.

Die ersten Statuten von 1857 regeln die Rechte und Pflichten der
Parteien in 19, zum Teil recht kurzen Paragraphen. Es ist heute schwer
zu sagen, ob die Versicherungsbedingungen deutscher oder französischer
Anstalten als Vorbild gedient haben. Es lassen sich Beziehungen mit

Bestimmtheit nicht nachweisen. Dagegen ist eine Anlehnung an den im Jahre 1839 von Herrn Professor *Dr. Bluntschli* in Zürich ausgearbeiteten Entwurf der Versicherungsbedingungen für eine „allgemeine schweizerische Renten- und Lebensversicherungsanstalt“ nicht zu verkennen. Im übrigen stehen die Versicherungsbedingungen durchaus auf eigenem Boden und manche Bestimmung ist der Anstalt von jeher eigentümlich geblieben.

Eine Versicherungsgesellschaft lebt und arbeitet mit ihren Versicherungsbedingungen und bildet sich diese selbst. Erst die Praxis lehrt, ob die Norm gerecht sei und ob sie sich im Geschäftsbetrieb bewähre. Die Erfahrung der Jahre gibt Aufschluß darüber, wie weit man den stets sich mehrenden Bedürfnissen entsprechen kann, sie zeigt aber auch, ob man bei der eingeschlagenen Bahn auf richtiger Fährte sich befinde. So sind bei der Rentenanstalt die Revisionen der Versicherungsbedingungen stets aus dem Geschäftsbetrieb selbst herausgewachsen. Manche scheinbar neue Bestimmung der Statuten ist nur die Bestätigung der seit Jahren so geübten Praxis. Andere Normen entsprechen Forderungen, die der Geschäftsbetrieb als wünschbar erscheinen ließ; ein allerdings kleiner Teil ist mit Rücksicht auf die Fortschritte der Versicherungsbedingungen der Konkurrenzanstalten aufgenommen worden. Die Statutenrevision vom Jahre 1903 ist auf einen äußeren Anlaß zurückzuführen. Als nämlich die Anstalt die Konzession zum Geschäftsbetrieb in Deutschland nachsuchte, wurde in einigen Punkten die Abänderung der Versicherungsbedingungen verlangt. Den Wünschen konnte um so eher entsprochen werden, als diese für die Anstalt keine wesentlichen Neuerungen verlangten, sondern auch nur bereits tatsächlich Geübtes bestätigten und zur Vertragsnorm erhoben.

Bei jeder Revision der Versicherungsbedingungen wurde den Versicherungsnehmern, die ihre Verträge noch auf Grund der früheren Statuten abgeschlossen hatten, *die Möglichkeit gegeben, auf die neuen Versicherungsbedingungen überzutreten*. Um diesen Übertritt zu bewirken, hat man verschiedene Wege eingeschlagen. Die Statuten von 1879 erklären, daß „für alle Polizzen, welche vor den neuen Statuten ausgefertigt worden sind, die bisherigen Versicherungen unverändert in Kraft bleiben, sofern nicht der Versicherte, was ihm freisteht, die Versicherungsbedingungen der neuen Statuten auf seine Polizze übertragen zu lassen wünscht.“ Da die Statuten von 1885 zugleich eine Änderung der konstitutionellen Grundlagen der Anstalt im Gefolge hatten, wurde damals jeder Versicherte persönlich angefragt, ob er auf die neuen Bedingungen übertreten wolle. Seit 1894 gilt die einfache Regel, daß die Vorteile der neuen Versicherungsbedingungen

auch den Mitgliedern zugute kommen, die im Zeitpunkte des Inkrafttretens der neuen Statuten bereits versichert sind. Dadurch wurde, da die neuen Bedingungen entweder gleich oder dann vorteilhafter als die früheren waren, der Übertritt aller alten Versicherungen zu den neuen Bedingungen auf die einfachste Weise bewirkt und damit die Einheit im Versicherungsbestand und Geschäftsbetrieb gewahrt.

Die Versicherungsbedingungen legten jeweilen nur das Minimum der Rechte der Versicherungsnehmer und das Maximum der Berechtigungen der Anstalt fest. Innerhalb dieser Grenzen wurde in manchen Punkten eine viel mildere Praxis gehandhabt als die Vertragsbestimmungen erkennen lassen. Wir dürfen daher bei einer geschichtlichen Darstellung der Versicherungsbedingungen nicht ausschließlich auf den Wortlaut der Bedingungen abstellen, sondern die Entwicklung jeder typischen Vertragsnorm einzeln verfolgen. Dadurch lernen wir zugleich die Triebkräfte kennen, die einer Neuerung zum Durchbruch verholfen haben. So kommen wir dazu, nicht die Statutenrevisionen als Ganzes zu besprechen, sondern wir greifen die einzelnen Rechtsinstitute heraus und folgen ihnen auf ihrem ganzen Werdegang. Diese Darstellungsweise bietet demjenigen, der sich für diese oder jene Frage interessiert, zugleich ein zusammenhängendes Bild der Entwicklung der einzelnen Vertragsnormen.

II. Besprechung der einzelnen Vertragsnormen.

1. Vertragsgrundlagen.

Unter Vertragsgrundlagen verstehen wir die Bestandteile des Versicherungsvertrages, welche die Rechte und Pflichten der Parteien begründen und enthalten. Die Rechte und Pflichten der Parteien aus dem Versicherungsvertrag sind aber nicht ausschließlich in den Versicherungsbedingungen niedergelegt. Wir müssen neben diesen auch den Antrag und den Wortlaut der Polizze konsultieren.

Welches die Grundlagen des Versicherungsvertrages sind, ist in den ersten Statuten nicht gesagt. Die Versicherungen wurden abgeschlossen auf Grund der „Einleitungsverträge“. Diese enthielten den Antrag auf Versicherung „auf Grund der Tarife und der Statuten“ und der Antragsteller war ausdrücklich verpflichtet, „von den Statuten genaue Kenntnis zu nehmen, tut er dies nicht, so geschieht es auf eigene Gefahr“. Gleichzeitig wurde der Antragsteller verpflichtet, ein ärztliches Zeugnis über seinen Gesundheitszustand beizubringen. Der Einleitungsvertrag wurde vom Agenten „namens der Rentenanstalt, unter Vorbehalt der Genehmigung durch die Direktion“ vorläufig an-

genommen. Konnte die Direktion dem Antrag Folge geben, so wurde unverzüglich eine Vertragsurkunde, Polizze, ausgefertigt. Hieraus erhellt, daß Vertragsgrundlagen der Einleitungsvertrag oder Antrag, das ärztliche Zeugnis und die Statuten waren, während die Polizze, in der anfänglich, bis 1860, die Statuten nicht abgedruckt waren, lediglich die Urkunde über den abgeschlossenen Vertrag darstellte. An Stelle des ärztlichen Zeugnisses traten sehr bald die Erklärungen des Antragstellers vor dem Untersuchungsarzte. (Vergl. hierüber den Abschnitt: Anzeigepflicht.)

In die Statuten von 1879 wurde sodann eine besondere Bestimmung aufgenommen, durch welche die Antragspapiere des Versicherten, die Polizze und die Versicherungsbedingungen als Bestandteile des Vertrages erklärt wurden. Die Statuten und Versicherungsbedingungen von 1885, 1894, 1903 haben diese Norm, wenn auch in redaktionell veränderter Form, übernommen. Zu bemerken ist nur, daß seit 1894 die Versicherungsbedingungen wieder vom Zeugnis des Vertrauensarztes als integrierenden Bestandteil des Versicherungsvertrages sprechen, während damit tatsächlich nur die Antworten des Versicherten vor dem Untersuchungsarzte gemeint sein können und auch gemeint sind.

Der Entwurf neuer Versicherungsbedingungen soll eine besondere Bestimmung enthalten, wonach neben der Polizze der Versicherungsantrag und die vom Versicherten vor dem Untersuchungsarzte abgegebenen Erklärungen als Bestandteile des Versicherungsvertrages erklärt werden.

Wenn wir den Entwicklungsgang der Versicherungsbedingungen näher verfolgen wollen, so dürfen wir nicht nur auf diese Vertragsdokumente abstellen. Neben diesen sind noch eine Reihe von Einzelverfügungen und Zirkularschreiben an die Versicherten zu beachten, die zwischen den Hauptrevisionen in diesem oder jenem Punkte eine Änderung brachten. Ferner finden wir in den Prospekten und auch in den Agenturinstruktionen oft wertvolle Aufschlüsse über die Handhabung und Auslegung der Vertragsbestimmungen.

Wir ziehen daher bei den nachfolgenden Untersuchungen auch diese zu Rate.

2. Anzeigepflicht.

Die allgemeinen Vorschriften der Statuten von 1857—1879 verpflichten den Einleger gegenüber der Rentenanstalt, entsprechend dem § 1716 des privatrechtlichen Gesetzbuches des Kantons Zürich, zur „Wahrhaftigkeit“. Hat der Einleger durch unwahre Angaben oder

unredliches Verschweigen einflußreicher Umstände getäuscht, so wirkt er dadurch jeglichen Anspruch auf die Versicherungssumme und die bereits gemachten Einlagen. Nach den besonderen Bestimmungen über Todesfallversicherungen werden sowohl der *Versicherte*, wie der *untersuchende Arzt* zur „Wahrhaftigkeit“ streng verpflichtet, „bei Verlust aller Versicherungsrechte und Androhung der Betrugsklage, wenn diese Pflicht wissentlich verletzt wird“.

Mit diesen Vorschriften wurde lediglich die Anzeigepflicht bei Abschluß des Vertrages geregelt. Bei der Antragstellung (genannt Vertragseinleitung) hatte nämlich der Versicherte lediglich seine Personalien und ganz allgemein die Erklärung abzugeben, er sei und fühle sich gesund. Sodann mußte er auf seine Kosten von seinem Haus- oder Vertrauensarzt ein „Gesundheitszeugnis“ beibringen, in welchem der Arzt bezeugte, „daß der Antragsteller nach Verhältnis des Alters bei guten Kräften sei und im weitem keinerlei Krankheitsanlagen, angeborene oder erworbene, erkennbar hervortreten, welche ein frühzeitiges Ableben befürchten lassen könnten“. Der Wortlaut dieses summarischen Attestes klärt uns darüber auf, weshalb eine Anzeigepflicht des Arztes in den Versicherungsbedingungen statuiert worden war. Man betrachtete eben den Arzt nicht als Organ der Anstalt, sondern als Vertrauensmann des Versicherten, dessen Angaben lediglich diejenigen des Versicherten ergänzten.

Schon im Jahre 1860 änderte man diese Praxis. Der Versicherungskandidat mußte an Hand eines *Fragebogens* über seine Gesundheits- und Familienverhältnisse Aufschluß geben und der Arzt hatte den Versicherten zu untersuchen und auf bestimmte Fragen des Untersuchungsformulars seinen Befund abzugeben. Damit war der Arzt Vertrauensperson der Anstalt geworden. Diese hat ihrerseits bald die Konsequenz gezogen, daß *sie* von nun an den Arzt honorierte und den Versicherten mit dieser Auslage nicht belastete. Da von 1858 bis 1879 keine Statutenrevision vorgenommen werden konnte, wurde dem neuen Aufnahmeverfahren erst in den Statuten von 1879 Rechnung getragen. Diese verpflichten den Versicherten „gegenüber der Rentenanstalt, dem untersuchenden Arzt, die in den Vertragspapieren bezeichneten Daten und Fragen gewissenhaft zu beantworten“. Verwirkung sämtlicher Rechte wird angedroht „bei wissentlicher Täuschung durch unwahre Angaben und Verschweigen“. Diese Bestimmung ist in die heutigen Versicherungsbedingungen übergegangen mit der einzigen Änderung, daß die Verwirkungsfolgen nur eintreten, wenn die Anzeigepflicht hinsichtlich „wesentlicher Tatsachen“ verletzt wird. An dieser Rechtslage soll im Entwurfe neuer Versicherungsbedingungen nichts geändert werden.

Wir sehen somit, daß die Anstalt die Verwirkung wegen Verletzung der Anzeigepflicht von jeher nur im Falle des Betruges eintreten ließ. Sie kannte die „Unanfechtbarkeit“ wegen falscher Angaben also lange bevor dieses Schlagwort von Amerika her seine zündende Wirkung ausgeübt hat. In der Praxis kam die Anstalt hie und da in den Fall, diese Bestimmungen anzurufen. In der Regel hat sie sich mit dem Versicherten oder dessen Rechtsnachfolger verglichen und in fast allen Fällen die einbezahlten Prämien oder wenigstens das Deckungskapital restituiert.

Unter die erörterten Bestimmungen über die Anzeigepflicht fiel der Fall der *falschen Altersangabe* nicht. Obschon die Versicherungsbedingungen über diesen Punkt nie eine Ausnahmebestimmung enthalten haben, hat die Anstalt von jeher in der unrichtigen Altersangabe keinen Verwirkungsgrund erblickt. Wenn der Versicherte sein Alter zu niedrig angegeben hatte, so wurde die Versicherungssumme im Verhältnis der bezahlten Prämie zur Tarifprämie des wirklichen Eintrittsalters herabgesetzt. Der gegenteilige Fall, daß der Versicherte eine für sein Alter zu hohe Prämie entrichtet hatte, kam nur sehr selten vor, so daß man besondere Regeln hierüber nie aufgestellt, sondern jeweilen von Fall zu Fall entschieden hat. War die Versicherung beim Ableben des Versicherten erst wenige Jahre alt, so wurde in der Regel nichts restituiert; bei älteren Versicherungen gab die Anstalt die Differenz zwischen dem vorhandenen und dem der Tarifprämie des richtigen Alters entsprechenden Deckungskapital zurück. Dieses Verfahren entspricht den neuen gesetzlichen Vorschriften.

3. Prämienzahlung.

1. *Allgemeines.* Die Anstalt kannte anfangs nur Jahresprämien, daneben waren auch Einmaleinlagen zulässig. Erst im Jahre 1865 führte die Direktion die Semester- und Quartalprämien ein. Für diese wurde anfänglich ein Zuschlag von 4% respektive 7%, von 1874 an 5% respektive 10%, von 1890 an 4% respektive 6% und seit 1894 ein Aufschlag von 2% respektive 3% gefordert. Semester- und Quartalprämien sind als gestundete Prämienteile zu betrachten.

2. *Verpflichtung zur Prämienzahlung.* Nach den „Einleitungsverträgen“ (Anträgen) verpflichtete sich der Versicherte „nicht bloß die Polizze mittelst Zahlung der Eintrittsprämie und Taxe einzulösen, sondern auch die Versicherung, respektive Prämienzahlung, mindestens das laufende Eintrittsjahr und das folgende Jahr fortzusetzen“. Als man die „Stückprämien“ für das Eintrittsjahr abschaffte.¹⁾ wurde der

¹⁾ Vergl. II. Ziffer 3. unter 3. ad a).

Versicherte mit den Versicherungsbedingungen von 1894 „unter allen Umständen zur Bezahlung der ersten ganzen Jahresprämie verpflichtet“. Seit 1903 hat der Antragsteller, der die Polizze innerhalb Monatsfrist nicht einlöst, eine Konventionalstrafe von zwei vom Hundert der Versicherungssumme, höchstens Fr. 200.—, Mk. 160.—, zu zahlen. Diese Bestimmung wurde indessen nur ausnahmsweise angewendet und wird im Entwurf fallen gelassen. Der richtige, nun auch im schweizerischen Versicherungsvertrags-Gesetz (Art. 89) niedergelegte Gedanke, daß in der Lebensversicherung der Versicherungsnehmer nur zur Bezahlung der ersten Prämie verpflichtet werden kann, ist, wie wir sehen, von jeher anerkannt worden.

3. *Fälligkeit der Prämien, Beginn der Versicherung.* Die ersten Statuten enthielten keine Bestimmung bezüglich des Beginns der Versicherung und der Fälligkeit der ersten Prämie. Die Frage war somit auf Grund des allgemeinen Rechtes zu entscheiden, d. h., die Prämie wurde fällig mit dem Abschluß der Versicherung, also unter Anwesenden im Momente der Annahme des Antrages durch die Anstalt, unter Abwesenden mit der Absendung der Annahmeerklärung, d. h. mit der Absendung der Polizze. Nach der heutigen Praxis beginnt das erste Versicherungsjahr mit der Ausfertigung der Polizze.¹⁾

Bezüglich der Prämien ist, wenigstens bis zum Jahr 1894, zu unterscheiden zwischen

a) der Eintrittsprämie.

b) der Prämie für die folgenden Versicherungsjahre.

ad a) *Die Eintrittsprämie.* Wer im Laufe des Jahres der Versicherung beitrug, zahlte nur eine Stückprämie für die Zeit bis zum 31. Dezember des Eintrittsjahres. Die Stückprämie wurde anfangs nach halben Jahresprämien berechnet. Wer bis zum 30. Juni einen Versicherungsantrag stellte, zahlte eine volle Jahresprämie; sofern der Eintritt in der zweiten Hälfte des Jahres stattfand, wurde nur eine halbe Jahresprämie gefordert. Immerhin hielt man auch für die Eintrittsprämie am Grundsatz der Jahresprämie als Prämieeneinheit fest. Die Agenturinstruktion fügte ergänzend bei: „Freilich gilt noch die Bedingung, daß, wenn der Versicherte schon im ersten Versicherungshalbjahre stirbt, alsdann von der Anstalt die andere Hälfte der Prämie von der Versicherungssumme abgezogen wird.“

Von 1859 an wurde in die Statuten eine Norm über die Eintrittsprämie aufgenommen und bestimmt: „Die erste Eintrittsprämie bemißt sich in der Regel nach dem Eintrittsquartal.“ Die Stückprämie

¹⁾ Bezüglich des Inkrafttretens der Versicherung vergl. II. Ziffer 3. unter 7.

wurde von nun nach *Quartalen* berechnet: aber bereits der Prospekt vom Jahre 1866 brachte die Neuerung, daß die Stückprämie nur mehr nach *Monaten* zu bemessen sei. Der Eintrittsmonat gilt immer als ein voller Monat. Von 1879 an wurde dann auch in die Versicherungsbedingungen die früher nur in den Agenturinstruktionen enthaltene Bestimmung aufgenommen: „Stirbt der Versicherte im Eintrittsjahr, so ist die etwaige Stückprämie bis auf die volle Jahresprämie zu ergänzen.“

Da der Versicherungsnehmer im Eintrittsjahr nur eine Stückprämie bis zum 31. Dezember zu bezahlen hatte, wurde durch diese Anordnung erreicht, daß

ad b) *die Prämien für die folgenden Versicherungsjahre* jeweilen auf den 1. Januar fällig wurden. Das Versicherungsjahr fiel also mit dem Kalenderjahr zusammen. Für die ersten Geschäftsjahre mochten diese Anordnungen zweckmäßig sein, sie vereinfachten den Geschäftsbetrieb. Mit Vermehrung des Versicherungsbestandes zeitigte aber dieses System schwerwiegende Nachteile. Die Arbeitslast des Prämieninkasso für das ganze Jahr drängte sich auf die Monate Dezember bis März zusammen. Während man zu Anfang des Jahres große Geldabundanz hatte, so daß es schwierig war, die Gelder sofort zu placieren, machte sich im Laufe des Jahres oft ein Mangel an baren Mitteln geltend. Erst die Versicherungsbedingungen von 1894 beseitigten diese Praxis. Sie bestimmen, daß „besondere Vereinbarungen vorbehalten, das Versicherungsjahr mit dem Tage beginne, an welchem die Polizze ausgefertigt worden ist. Die späteren Jahresprämien werden aber jeweilen für das ganze Jahr mit dem ersten Tage des Eintrittsmonates fällig“. So ist auch die heutige Praxis.

Hinsichtlich der *Semester- und Quartalprämien* heben die Versicherungsbedingungen von 1885 hervor, daß der Versicherte alle Raten für das ganze Jahr mit dem 1. Januar schuldig werde. Die späteren Bedingungen der Jahre 1894 und 1903 sowie der Entwurf, drücken den gleichen Gedanken wie folgt aus: „Semester- und Quartalprämien sind als gestundete Prämienteile zu betrachten.“

4. *Zahlungsfrist.* In den ersten Statuten finden wir hinsichtlich der Zahlungsfrist folgende Norm: „Wird der Versicherte mit der im Januar pflichtigen Prämienzahlung säumig und entrichtet er dieselbe nebst Verzugszins von 5% nicht bis zum folgenden 1. April, so hat er seine Ansprüche verwirkt.“ Dabei war die Meinung die, daß der Versicherte, der im Monat Januar starb, ohne die Prämie bezahlt zu haben, keinen Anspruch auf Auszahlung der Versicherungssumme hatte. Dies wurde damit begründet, daß „die Jahresprämie vom 1. Januar bis 31. Dezember reicht und nicht weiter und mit dem

neuen 1. Januar könne der Versicherte die Versicherung für ein weiteres Jahr fortsetzen oder nicht“. Es ist diese Auffassung eine Konsequenz der früher vertretenen Theorie, der Versicherungsvertrag sei kein einheitlicher Vertrag, sondern setze sich aus einer Reihe von Einzeljahresverträgen zusammen.

Als jedoch im Jahre 1865 ein Versicherter im Monat Januar starb, ohne seine Prämie entrichtet zu haben, trug die Direktion der Billigkeit Rücksicht und zahlte die Versicherungssumme nach Abzug der Prämie dennoch aus. Dieser Fall gab den Anstoß zu einem Zirkularschreiben an alle Versicherten, durch welches diese unterrichtet wurden, daß die Anstalt das Risiko für den ganzen Monat Januar übernehme. War in den Monaten Februar und März die Prämie nicht entrichtet, so blieben die Wirkungen der Polizze suspendiert. Der Versicherte konnte aber die Versicherung gegen Zahlung der Prämie und eines Säumniszuschlages von 1%o respektive 2%o bis zum 1. April wieder ohne weiteres reaktivieren. Der Versicherte hatte es auch in der Hand, die Anstalt das Risiko der Monate Februar und März tragen zu lassen. Er brauchte nur eine schriftliche Schuldanerkennung, sogenannte „Prämienwechsel“ für die Prämie zu unterzeichnen, durch welche er sich verpflichtete, die Prämie plus Zuschlag bis zum 1. April zu entrichten. Die Prämienwechsel mußten auf den 25. März lauten. „damit die Exekution des Wechsels noch innerhalb des Monats möglich ist“.

Diese persönlichen Schuldanerkennungen führten 1885 dazu, für Jahresprämien die Zahlungsfrist überhaupt auf 3 Monate auszudehnen und das Risiko während dieser Zeit zu tragen. Für Semester- und Quartalprämien blieb die Zahlungsfrist auf 1 Monat festgesetzt.

Diese Zahlungsbedingungen sind auch heute noch in Geltung, einzig mit der seit 1894 eingetretenen Änderung, daß der Säumniszuschlag $\frac{1}{2}\%$ pro Säumnismonat beträgt.

Hinsichtlich der Zahlungsfristen sind im Entwurf neuer Versicherungsbedingungen Neuerungen geplant. Für Jahres-, Semester- und Quartalprämien soll die Zahlungsfrist einheitlich 1 Monat betragen. Wird die Prämie innerhalb des Monats, an dessen erstem Tage sie fällig wird, nicht bezahlt, so erfolgt die gesetzlich vorgeschriebene Mahnung zur Zahlung. Nach fruchtlosem Ablauf der Mahnfrist erlischt die Versicherung nur dann, wenn für sie noch nicht drei Jahresprämien entrichtet worden sind. Sobald jedoch die Prämien für drei Jahre bezahlt sind, bleibt die Versicherung noch *ein Jahr*, von der Fälligkeit der Prämie an gerechnet, für welche erfolglos gemahnt wurde, in Kraft, mit der einzigen Modifikation, daß für die während dieses Jahres zahlbar werdenden Prämienraten nicht gemahnt wird.

Erst nach Ablauf dieses Jahres, während welchem die Prämie plus $\frac{1}{2}\%$ Aufschlag pro Monat (exklusive Fälligkeitsmonat) *ohne weiteres* nachbezahlt werden kann, wird die Versicherung in eine prämienfreie umgewandelt.

5. *Mahnpflicht*. Bis zum Jahre 1903 anerkannten die Versicherungsbedingungen der Rentenanstalt keine Pflicht, den mit der Prämienzahlung säumigen Versicherten auf die Folgen der Nichtzahlung der Prämie aufmerksam zu machen. Der erste Prospekt hob ausdrücklich hervor: „An die mit der Prämienzahlung säumigen Versicherten „werden weder Mahnbrieife noch Schuldentriebe u. dgl. erlassen. Diese „kennen aus den Statuten und Polizzen den Zahlungstermin, sowie „die Folgen ihrer Säumnis. Überhaupt gilt für alle Versicherten die „rechtliche Vermutung, daß sie sich mit dem ganzen Inhalt der „Statuten bekannt gemacht haben.“ Diese Auffassung wurde in den Versicherungsbedingungen von 1894 noch verschärft durch Aufnahme der Bestimmung: „Die Anstalt ist nicht verpflichtet, an die Entrichtung fälliger Prämien zu mahnen.“ So war die Rechtslage nach außen.

Höchst bezeichnend ist, daß diesen Vorschriften seit Bestand der Anstalt *nie* strikte nachgelebt wurde! Es ist, als ob von Anfang an ein natürliches Rechtsgefühl die Anstalt trotzdem veranlaßte, den Versicherten an seine Jahr für Jahr wiederkehrende Verpflichtung zur Prämienzahlung in dieser oder jener Form zu erinnern. Schon die gleichzeitig mit dem ersten Prospekt herausgegebene Agenturinstruktion sagt: „Mit jener Bemerkung im Prospekt will die Anstalt „nur allfällige Rechtsstreitigkeiten, als ob sie die Pflicht zur Mahnung „gehabt hätte, abschneiden. In Wirklichkeit dagegen wird sie allerdings „je Anfang Januar in den Zeitungen eine allgemeine Zahlungsmahnung „erlassen. Jede Agentur soll überdies, wo sie eine Säumnis wahr- „nimmt, welche das Recht verwirken könnte, womöglich noch darauf „aufmerksam machen.“ Da alle Prämien auf 1. Januar fällig wurden, hatten diese öffentlichen Zahlungsaufrufe besondern Wert. Sie erschienen in den größern Tageszeitungen aller Landesteile und zwar je 2—3mal anfangs und gegen Ende des Monats Januar. Die Agenten, die wegen der Inkassoprovision selbst ein Interesse am Eingang der Prämien hatten, erstellten sehr bald Mahnzirkulare, die jedem säumigen Versicherten vor Ablauf der Zahlungsfrist zugestellt wurden. Dies veranlaßte die Direktion, um den Geschäftsbetrieb einheitlich zu gestalten, mit Anfang der siebziger Jahre dem Inkassomaterial für die Agenturen *Mahnbriefformulare* beizulegen, welche von den Agenten nach Gutdünken verwendet werden konnten. Diese Mahnbrieife, welche 4—5 Tage vor Ablauf der Zahlungsfrist abgesandt wurden, lauteten: „Wir erlauben uns. Sie höflichst darauf aufmerksam zu machen, daß

die seit 1. Januar fällige Prämie der Polizza...noch nicht einbezahlt ist und daß die Zahlungsfrist Ende dieses Monats abläuft.“

So wurde es tatsächlich schon sehr bald Übung, daß alle säumigen Versicherten wenigstens noch vor Ablauf der Zahlungsfrist an den Prämienverfall erinnert wurden. Trotzdem wollte die Anstalt eine rechtliche Pflicht zur Mahnung nie anerkennen. Ja, der Gegensatz zwischen dem was die Anstalt nach außen erklärte und dem was im internen Verkehr Regel und Vorschrift war, kommt nirgends schärfer zum Ausdruck als in den Statuten von 1894 und der damals geltenden Agenturinstruktion. Während die Statuten in scharfen Worten jede Mahnpflicht ablehnten, „soll der Agent nach der Agenturinstruktion an alle Prämiensäumige in der zweiten Hälfte des Verfallsmonats einen Mahnbrief absenden“. Diese Mahnbriefe beginnen mit den bezeichnenden Worten: „Ohne hiezu verpflichtet zu sein, wollen wir Sie daran erinnern....“ Es kann rechtlich kein Zweifel darüber bestehen, daß aus der tatsächlich seit Jahren fortgesetzten Übung, die Versicherten im Säumnisfall zu mahnen, für die Anstalt eine Rechtspflicht erwachsen ist. Wenn daher im Jahre 1903, bei Anlaß des Konzessionsgesuches für das Deutsche Reich, die Anstalt verpflichtet wurde, die Mahnpflicht auch in den Statuten zum Ausdruck zu bringen, so lag darin keine Neuerung, sondern nur die Anerkennung des tatsächlichen Rechtszustandes. Neu ist seit 1903 nur, daß die Mahnbriefe *eingeschrieben* versandt werden und dem Versicherten eine *weitere Frist von 15 Tagen* gesetzt wird, binnen welcher er seinen Verpflichtungen nachkommen kann. Wird der Mahnung keine Folge gegeben, so erlischt die Versicherung.¹⁾

Die dargelegte Entwicklung der Mahnpflicht lehrt auch, daß der Gesetzgeber mit dem Art. 20 des Bundesgesetzes über den Versicherungsvertrag wenigstens für die Lebensversicherung durchaus im Rahmen der historischen Entwicklung geblieben ist.

Wir müssen noch nachholen, daß die Anstalt nicht nur die säumigen Versicherten persönlich mahnte und mahnt, sondern sehr bald jeden Versicherten *vor* dem Fälligkeitstage der Prämien auf die fällig werdende Schuld durch sogenannte „*Prämienrechnungen*“ aufmerksam machte. Sobald nämlich die Versicherten in den Gewinn-genuß traten, zum erstenmal 1868, mußten diese angefragt werden, ob sie die Gewinnaltersrente von der Prämie abziehen, oder als Sparkasse stehen lassen wollten. Wer vorzog, den Gewinn mit der Prämie zu verrechnen, mußte sodann jährlich benachrichtigt werden, auf wie

¹⁾ Bezüglich der Neuerungen der im Entwurf liegenden Versicherungsbedingungen vergleiche II. 3. unter 4. infine.

hoch der Gewinn sich belaufe. Da die Zahl der Gewinnbezüger sich jährlich steigerte, beschloß die Direktion mit Anfang 1893 die öffentlichen Zahlungsaufrufe abzuschaffen und an alle Versicherten *Prämienrechnungen* zu versenden. So ist die Praxis auch heute noch.

6. *Zahlungsort.* Die Prämie wurde von jeher als eine Bringschuld betrachtet. Wo die Prämien zu entrichten sind, ist allerdings bis 1894 nicht in den Versicherungsbedingungen, sondern nur im Prospekt niedergelegt. Es wurde regelmäßig bei der Antragstellung oder später brieflich eine Zahlstelle vereinbart, wobei der Versicherte die Wahl hatte, die Prämie entweder direkt an der Hauptkasse der Anstalt, oder bei derjenigen Agentur zu entrichten, die den Antrag vermittelt hatte. Den Gesuchen der Versicherten, ihre Zahlstelle zu verlegen, wurde stets bereitwillig entsprochen. Die Versicherungsbedingungen von 1894 bestätigen daher nur die bereits bestehende Praxis, wenn sie sagen: „daß die Prämie netto und franko an diejenige Zahlstelle zu entrichten ist, welcher der Versicherte zugeteilt wird.“

7. *Wirkung der Prämienzahlung; Inkrafttreten der Versicherung.* Über die Wirkung der Zahlung der *ersten* Prämie enthalten die Versicherungsbedingungen bis 1879 keine Norm. Dafür finden wir in den „Einleitungsverträgen“ (Anträgen) die Bestimmung: „Die Rentenanstalt wird für die Versicherungssumme haftbar, nachdem der Versicherte sowohl die Eintrittsprämie einbezahlt, als auch die Polizze empfangen hat. Sollte er ableben, bevor beides geschehen ist, so würde nur die allfällig entrichtete Prämie zurückgegeben.“

Die Versicherungsbedingungen von 1879 halten an dem Grundsatz fest, daß *die Versicherung erst nach Zahlung der Prämie und Übergabe der Polizze in Kraft tritt.* Seit 1894 wird die Polizze nur unter der Bedingung herausgegeben, daß die in den Antragspapieren angegebenen Verhältnisse sich nicht in ungünstiger Weise verändert haben, insbesondere, daß die zu versichernde Person noch lebt und nicht an einer inzwischen hervorgetretenen schweren Krankheit leidet. Ähnlich lautet die Entwurfsbestimmung.

Durch die *späteren* Prämienzahlungen wird die Versicherung anfänglich für ein weiteres Jahr, seit 1865 für ein Jahr plus 1 und später plus 3 Monate in Wirksamkeit erhalten.

Der Entwurf neuer Versicherungsbedingungen sieht vor, daß die Prämienzahlung die Versicherung, wie folgt, in Kraft erhält:

- a) die Prämie für die zwei ersten Versicherungsjahre: 1 Jahr und 1 Monat plus Mahnfrist;
- b) die Prämien für die späteren Versicherungsjahre: 2 Jahre.

Die Zahlung einer Semester- oder Quartals-Prämienrate bewirkt, wenn die Prämien für drei Versicherungsjahre bezahlt sind, das Fort-

bestehen der Versicherung für 6 Monate plus 1 Jahr, respektive 3 Monate plus 1 Jahr.

Von besonderem Interesse sind *die Folgen der Nichtzahlung der Prämie*. Diese sind behandelt unter dem Titel: *Umwandlung, Bekehrung, Rückkauf*.

4. Umwandlung, Bekehrung, Rückkauf.

„Wird der Versicherte mit der Prämienzahlung säumig, so hat er“, wie die Statuten von 1857 bestimmen, „in der Regel alle seine Ansprüche auf die Versicherungssumme, sowie auf die bereits gemachten Einlagen verwirkt und es wird der Vertrag als von seiner Seite gebrochen und aufgelöst betrachtet“. In der Nichtzahlung der Prämie sah man also einen Vertragsbruch. „Die strengen Folgen sind“, nach den Erläuterungen der Agenturinstruktion, „notwendig, um eine gute Ordnung zu erzielen“. Aber dieser Verlust aller Rechte trat nur „in der Regel“ ein. d. h. dann, wenn wirklich ein Vertragsbruch vorlag. Ein solcher wurde aber nur bei Verschulden des Versicherten angenommen, denn, führen die Versicherungsbedingungen weiter aus: „Überzeugt sich die Rentenanstalt, durch die vom Einleger innerhalb eines Vierteljahres geleisteten Beweise, daß die „Nichtzahlung den Grund hat in seiner *durch Konkurs oder sonstwie eingetretenen Unvermögenheit*, so werden in einer neu auszufertigenden „Polizze die bereits gemachten Einlagen à 5% auf den Eintrittstag „zurückdiskontiert und dieselben zur Berechnung der Versicherungssumme als wie eine einmalige vom Eintrittstage erfolgte Einlage „angesehen.“

Wir finden also schon in den ersten Versicherungsverträgen eine „*automatische Umwandlung*“ vorgesehen und damit den Gedanken der *Unverfallbarkeit* der Versicherung niedergelegt. Die Versicherungsbedingungen von 1858 ändern die erste, sehr liberale Umwandlungsregel dahin ab, daß die Versicherungssumme nach Verhältnis der bereits gemachten Einlagen reduziert wird. Von 1862 an führen die Prospekte weiter aus: „Gerät der Versicherte in Armut, so daß er die Prämie nicht mehr zu bezahlen vermag, so wird das Deckungskapital der Versicherung als Einmaleinlage angesehen und hienach die Versicherungssumme bestimmt.“ Von 1879 bis 1894 wird diese Umwandlungsregel in die Versicherungsbedingungen aufgenommen und die Umwandlung allgemein „in Verarmungsfällen“ gewährt. Man beachte, daß diese Vergünstigung an keine Frist gebunden war, also schon vom zweiten Versicherungsjahr an gewährt wurde und daß die Anstalt vom Deckungskapital keinen Abzug gemacht hat.

Weitere Bestimmungen über die Folgen der Nichtzahlung der Prämie finden wir in den Versicherungsbedingungen bis 1894 nicht. Es wäre aber ein Irrtum zu glauben, daß die Anstalt in allen andern „nicht Verarmungsfällen“ das Deckungskapital Inkriert hätte. Im Gegenteil, schon der erste Prospekt hebt ausdrücklich hervor, „die Anstalt spekuliere nicht auf solche Einnahmequellen“ und läßt erkennen, daß die weiteren Möglichkeiten, die dem Versicherten offenstanden, nämlich *Belehnung* und *Rückkauf* nur deshalb in den Versicherungsbedingungen nicht aufgeführt werden, *um die Versicherten nicht darauf aufmerksam zu machen und um besonders die Rückkäufe zu vermeiden*. Im Prospekt, vorerst nur in einer „Anmerkung“, später in einem besondern Abschnitt, werden aber sowohl *Belehnung* als *Rückkauf* erörtert. Beide Ansprüche werden „bei mindestens 5 Jahre alten Polizzen in der Höhe des halben Deckungskapitales“ gewährt. Von 1866—1872 und von 1877—1893 wurden beim Rückkauf 75⁰/₁₀₀ des Deckungskapitales gewährt. Von 1873—1877 wurde der Rückkaufswert nach den einbezahlten Prämien bemessen und hievon bei lebenslänglichen Versicherungen ³/₁₀, bei gemischten Versicherungen ⁴/₁₀ zurückgegeben.

Während die Umwandlung in Verarmungsfällen an keine Frist gebunden war, konnten Rückkauf und Belehnung nur nach fünfjährigem Bestehen der Versicherung, dafür aber allgemein, gefordert werden.

Den zum Teil erheblichen Abzug vom Deckungskapital, der beim Rückkauf gemacht wurde, begründete die Direktion mit dem Vertragsbruch des Versicherten, da er den Vertrag grundlos aufhebe, ferner mit dem Hinweis auf die Antiselektions- und Krisengefahr.

Die *Belehnung* betrachtete man anfänglich nur als ein Aus Hilfsmittel, um aus vorübergehender Geldverlegenheit zur Deckung der Prämien zu helfen.¹⁾ Belehnt wurde nur gegen Verpfändung der Rechte aus der Versicherung im ersten Rang und Hinterlage der Polizze bei der Anstalt. Neben Umwandlung und Belehnung wurde von der Anstalt bei Sistierung der Prämienzahlung noch die Verwendung des freiwerdenden Deckungskapitales als *Einmaleinlage für eine Leibrente* empfohlen. Obschon auch in diesem Falle; gleichwie bei der Umwandlung, kein Abzug am Deckungskapital gemacht wurde, fand dieser Vorschlag wenig Anklang.

Besondere Normen über Umwandlung, Rückkauf und Belehnung wurden erst in die Versicherungsbedingungen von 1894, also lange nachdem diese Rechte den Versicherten zuerkannt worden waren,

¹⁾ Gesuche um Stundung der Prämien wurden daher stets mit einer Belehnungs-offerte beantwortet.

aufgenommen. Neu war anno 1894 nur, daß diese Rechte dem Versicherten zustanden, sobald drei, statt früher fünf, volle Jahresprämien auf die Versicherung einbezahlt waren. Neu war seit 1894 ferner folgendes Verfahren:

Blieb eine Prämie binnen der Zahlungsfrist unbezahlt, so wurde die Versicherung „vorläufig“ umgewandelt und der Versicherungsnehmer mit eingeschriebenem Brief aufgefordert, eine Erklärung darüber beizubringen.

- a) ob er die definitive Reduktion (Umwandlung) der Versicherungssumme,
- b) oder die Ausbezahlung des Rückkaufswertes wünsche.
- c) oder ob die Direktion zur Weiterzahlung der Prämien die Polizze bis zur Erschöpfung des Rückkaufswertes belehnen solle.

Wurde der Aufforderung keine Folge gegeben, so erlosch die reduzierte Versicherung und es wurde den Anspruchsberechtigten innerhalb der nächsten 5 Jahre vom Tage der Fälligkeit der letzten unbezahlt gebliebenen Prämie an gerechnet, der Rückkaufswert ohne Zins zur Verfügung gestellt. Die Frist von 5 Jahren war aufgestellt worden, um die unerhobenen Rückkaufssummen nicht allzulange in den Jahresrechnungen aufführen zu müssen. Meldete sich hingegen ein Versicherter nach Ablauf der Frist, so wurde ihm in der Regel der Rückkaufsbetrag gleichwohl ausbezahlt.

Von 1894—1903 findet also vorerst eine automatische Umwandlung statt. Will der Versicherte diese Umwandlung nicht annehmen und antwortet er auf die eingeschrieben abgesandte Anfrage nicht, so wird ohne weiteres zurückgekauft.

Die Versicherungsbedingungen von 1903 behalten diesen Modus bei, schaffen aber die interimistische Umwandlung ab. Dafür wird, wie wir bereits unter dem Abschnitt „Prämienzahlung“ bei Erörterung der Mahnpflicht gezeigt haben, die Versicherung im vollen Umfang, bis nach Ablauf der Erklärungsfrist, aufrecht erhalten. Zahlt der Versicherte die Prämie innerhalb der Nachfrist nicht, oder erklärt er sich nicht für Umwandlung oder Belehnung, so wird die Versicherung definitiv rückgekauft und der Rückkaufswert zur Verfügung gestellt.

Seit 1894 gelten für die Umwandlung zwei Regeln. Versicherungen mit lebenslänglicher Prämienzahlung werden umgewandelt, indem das volle Deckungskapital als Einmaleinlage angerechnet wird. Bei allen übrigen Kapitalsversicherungen auf den Todesfall wird die Versicherung im Verhältnis der Summe der bezahlten Prämien zu der Summe der vereinbarten Prämien herabgesetzt. Der Rückkaufswert

beträgt je nach der Dauer und Art der Versicherung 75—100% des Deckungskapitales.

Der Übergang von diesen heute geltenden Grundsätzen zu den Normen des Versicherungsvertragsgesetzes bringt für die Anstalt keine wesentliche Änderung. Statt des Rückkaufes wird, wenn der Versicherte auf die Aufforderung der Anstalt hin keine Antwort erteilt, obligatorisch Umwandlung eintreten. Doch wird man Umwandlungen auf Summen unter Fr. 100.— zu vermeiden suchen und in diesen Fällen die Versicherung rückkaufen. Ob die Umwandlungs- und Rückkaufswerte, welche bisher von der Anstalt gewährt wurden, Änderungen erfahren werden, bleibt noch abzuwarten.

Überblicken wir die ganze Entwicklung von Umwandlung und Rückkauf, so ergibt sich, daß die Anstalt von jeher den besondern Verhältnissen des Lebensversicherungsvertrages gerecht zu werden suchte. Man sah ein, daß man den Versicherten nicht auf viele Jahre hinaus, ja sogar lebenslänglich, zur Prämienzahlung zwingen durfte, weil die Verhältnisse des Lebens gar flüssig und wandelbar sind und man den veränderten Lebensbedingungen der Versicherten Rechnung tragen muß. Der Versicherte war stets nur zur Zahlung der ersten Jahresprämie eventuell plus Stückprämie verpflichtet und konnte alsdann vom Vertrage zurücktreten. Man erkannte also früh den heute geltenden Grundsatz, daß den Lebensversicherten nach Bezahlung der ersten Prämie ein Recht auf Rücktritt von der Versicherung zusteht. Hand in Hand mit dieser Erkenntnis ging der weitere Schritt, daß die Anstalt das durch den Rücktritt freiwerdende Deckungskapital nicht lukrieren dürfe. (Vergl. hiezu Zeitschrift für Versicherungswissenschaft 1906, pag. 417 fg. Assekuranzjahrbuch 1908, XXIX, pag. 106 fg.)

Zum Institut der *Belehnung* ist noch folgendes nachzuholen. Die Belehnung ist immer als Darlehen der Anstalt an den Versicherten behandelt worden. Der Zins für die Darlehen, der zwischen 4—5% schwankte, — zur Zeit beträgt er $4\frac{1}{2}\%$ — mußte und muß stets gleichzeitig mit der Prämie pränumerando bezahlt werden. Die Prämie wurde ohne den Zins, dieser ohne die Prämie nicht angenommen. Die Darlehen sind beidseitig kündbar, doch sind Rückzahlungen ohne Kündigung jederzeit statthaft. Zur Rückzahlung hat die Anstalt die Darlehen nie gekündigt. Sobald der Versicherte Prämien und Zins nicht zahlte, wurde die Versicherung nach Deckung des Darlehens entweder umgewandelt oder rückgekauft. Über die Belehnung wird eine besondere Urkunde ausgestellt. Diese „*Darlehens- und Verpfändungs-urkunde*“ wird in zwei Doppeln erstellt. Das Exemplar für den Versicherten gilt zugleich als „*Hypothekenschein*“ oder „*Hinterlagsurkunde*“ für die bei der Anstalt verpfändete Polizze. Während die Versicherungen

anfänglich nur belehnt wurden, um die Prämienzahlung zu erleichtern, wurden sehr bald allgemein Darlehen gegen Verpfändung der Rechte aus der Polizze gegeben und den Versicherten das Recht zuerkannt, jederzeit die Belohnung der Versicherung zu verlangen.

5. Wiederinkraftsetzung.

Die Verwirkung aller Rechte bei nicht rechtzeitiger Prämienzahlung ist, wie wir unter dem Abschnitt Umwandlung und Rückkauf gezeigt haben, nie strikte durchgeführt worden. Wenn ein Versicherter einige Tage nach Ablauf der Zahlungsfrist die Prämie noch entrichten wollte, so mußte er sich allerdings an die Direktion wenden, aber diese nahm in der Regel die Prämie mit mäßigem Säumniszuschlag an und setzte die Versicherung wieder in Kraft. Bestimmte Regeln hierüber wurden aber weder in den Versicherungsbedingungen noch in den Prospekten aufgestellt. Man entschied von Fall zu Fall. Erst seit 1885 gilt als interne Geschäftsregel, daß die Versicherung nach Ablauf der Zahlungsfrist noch während der drei darauffolgenden Monate gegen einen Zuschlag von $\frac{1}{2}\%$ pro Säumnismonat und den Nachweis, daß die Gesundheit des Versicherten noch eine gute sei, reaktiviert werden könne.

Die drei Monate wurden bald auf sechs Monate verlängert und da war der Schritt bis zu einem Jahre gegeben. Indessen finden wir eine Norm über die Wiederinkraftsetzung erst in den Versicherungsbedingungen von 1894. Als Nachweis guter Gesundheit genügt in der Regel eine summarische Erklärung des Versicherten selbst. Erst wenn diese zu weiteren Nachforschungen Anlaß gibt, wird eine erneute ärztliche Untersuchung gefordert. Die Praxis der letzten Jahre hat die Reaktivierungsfrist abermals erstreckt; es werden auch Versicherungen, die seit zwei und mehr Jahren außer Kraft gewesen sind, noch reaktiviert, sofern nur die Gesundheit des Versicherten noch eine gute ist und die Prämien plus $\frac{1}{2}\%$ Säumniszuschlag pro Monat nachbezahlt werden. Der Entwurf neuer Versicherungsbedingungen sieht daher keine Grenze vor, innerhalb welcher reaktiviert werden muß. Es liegt in der Natur der Verhältnisse, daß Reaktivierungen nach längerer Frist überhaupt nicht begehrt werden. Kommen solche Fälle vor, so liegen in der Regel besondere Umstände zugrunde, welche eine Wiederinkraftsetzung rechtfertigen.

6. Umfang der versicherten Gefahr.

Die Anstalt hat durch ihre Versicherungen nie allgemein gegen die Gefahr des Todes Versicherung gewährt, sondern sie hat das

Risiko nach verschiedenen Richtungen hin begrenzt, entweder dadurch, daß gewisse Todesarten, infolge von Krieg, Duell und Selbsttötung, ganz oder teilweise, von der Versicherung ausgeschlossen wurden, oder indem die Wirksamkeit der Versicherung an die Bedingung geknüpft wurde, daß der Versicherte innerhalb eines gewissen Gebietes sich aufhalte. Andere als diese vier Ausschlußbestimmungen hat die Anstalt nie gekannt. Änderungen der Berufsart, der Lebensweise, Verurteilung zu Freiheits- oder Todesstrafe etc. hatte auf die Versicherungen keinen Einfluß.

a) *Das Ableben im Kriege; Kriegsversicherung.*

Die Kriegsversicherung hat bei der Rentenanstalt eine besondere Entwicklung durchgemacht. Diese erklärt sich einerseits durch die schweizerischen Milizverhältnisse, sodann auch durch die völkerrechtliche Stellung der Schweiz als neutraler Staat. Andererseits ist von Einfluß der Charakter der Anstalt als Gegenseitigkeitsanstalt ohne Nachschußpflicht.

Die Anstalt hat das Kriegsrisiko ohne besondere Zusatzprämie nie gedeckt. Die Teilnahme an einem Krieg hatte aber auch nie die Wirkung, daß die Polizze gänzlich außer Kraft gesetzt wurde. Erfolgte das Ableben des Versicherten im Kriege, so wurden stets die einbezahlten Prämien zurückerstattet.

An diesen Grundsätzen hat die Anstalt von jeher festgehalten. Geändert haben sich im Laufe der Zeiten nur die Auffassung, was unter „Krieg“ zu verstehen sei und die Möglichkeiten, welche dem Versicherten geboten wurden, die Kriegsgefahr zu versichern.

Nach den ersten Versicherungsbedingungen zahlte die Anstalt nur die Einlagen zurück, wenn das Ableben „im Krieg durch Feindeshand“ erfolgte. Also nur der Tod auf dem Schlachtfeld oder infolge einer vom Feinde erlittenen Verletzung galt als Kriegsschaden; alle im Kriege in Folge von Infektionskrankheiten Gestorbenen wurden voll ausbezahlt. Man sah bald ein, daß diese Bestimmung zu liberal war und schon die Versicherungsbedingungen von 1858 sprechen „vom Sterben im aktiven Kriegsdienst“. Dieser Ausdruck ist bis heute beibehalten worden. Unter „aktiven Kriegsdienst“ ist nur der Kampf gegen eine feindliche Armee mit Waffengewalt zu verstehen und nicht etwa auch bloße Grenzbesetzungen, die den Zweck haben, den Übertritt fremder Heere zu verhüten, respektive diese zu entwaffnen und zu internieren (Übertritt der Franzosen unter Bourbaki 1871). Als Kriegsschaden ist aber jedes Ableben während der Dauer des aktiven Kriegsdienstes zu verstehen, also auch der Tod im Lazarett infolge einer Infektionskrankheit. Bemerkenswert ist, daß der anfänglich zum

Ausdruck gekommene Gedanke, nur der Tod durch Feindeshand rechtfertige die Ausnahme, noch weiter insofern in Geltung geblieben ist, als der aktive Kriegsdienst die Versicherung keineswegs aufhebt. Wenn ein Versicherter krank und verwundet aus dem Krieg heimkehrt, so tritt mit Friedensschluß die Versicherung wieder voll in Kraft. Die Anstalt ist und war nach ihren Vertragsbestimmungen nie berechtigt, nach Schluß des Krieges die Fortsetzung der Versicherung abzulehnen oder die Wiederinkraftsetzung von einem neuen Gesundheitsausweis abhängig zu machen. Die Anstalt hat somit nach dieser Richtung hin, ohne Zusatzprämie, von jeher ein großes Risiko auf sich genommen.

Dem Versicherten war ferner stets die Möglichkeit gegeben, durch einen besonderen Zusatzvertrag für den Fall des Ablebens im Kriege die volle Versicherungssumme seinen Hinterlassenen zu sichern. Schon die ersten Statuten sehen solche Zusatzverträge vor. Da aber die Versicherten die Deckung des Kriegsrisikos bei Abschluß der Versicherung nie begehrten, kam diese Bestimmung bis in die Siebziger Jahre gar nie zur Anwendung und es bestehen auch keine Aufzeichnungen darüber, zu welchen Bedingungen die Anstalt das Kriegsrisiko übernommen hätte. Zweimal sah sich die Anstalt indessen zu außerordentlichen Maßnahmen veranlaßt:

Im Frühjahr 1859 bei Ausbruch des italienisch-französisch-österreichischen Krieges mußte die Schweiz die Grenze des Kantons Tessin besetzen. Sofort teilte die Anstalt den Versicherten mit, sie sei für den Fall eines Krieges bereit, gegen Verdoppelung der Prämien, respektive Halbierung der Versicherungssumme, die Todesversicherungen auch auf das Ableben im Kriege auszudehnen. Da es für die Schweiz zu keiner Aktion kam, wurde von der Offerte kein Gebrauch gemacht. Nach dem plötzlichen Ausbruch des deutsch-französischen Krieges im Jahre 1870, der auch für die Schweiz eine Grenzbesetzung zur Folge hatte, wurde die Anstalt mit Gesuchen um Übernahme der Kriegsversicherung bestürmt. Die Anstalt wagte es nicht, auch gegen eine noch so hohe Zusatzprämie das Kriegsrisiko auf eigene Gefahr zu decken. Sie eröffnete daher mit Zirkular vom 22. Juli 1870 allen militärpflichtigen schweizerischen Versicherten, sie sei bereit, die Einzahlung einer Zusatzprämie von 3% der Versicherungssumme entgegenzunehmen, daraus einen mit 4% verzinsten völlig unentgeltlich verwalteten Kriegsfonds zu bilden. Nach Beendigung des Krieges sollte dieser, unter der Kontrolle des eidgenössischen Militärdepartements, in der Weise liquidirt werden, daß für die im Kriege Gefallenen neben der Rückgabe der auf die Versicherung einbezahlten Prämien die Versicherungssumme soweit möglich aus dem Kriegsfonds

ergänzt und der Überschuß den Überlebenden pro rata zurückgegeben werden solle. Die Idee dieser rein gegenseitigen Kriegshilfe fand allgemein Anerkennung. Dennoch blieb die Teilnahme gering. Es meldeten sich nur 50 Versicherte mit Fr. 192.500.— Versicherungssumme, welche einen Kriegsfonds von 3% = Fr. 5775.— einlegten. Da die Gefahr für die Schweiz ohne Verwicklungen vorübergegangen war, wurde dieser Kriegsfonds plus 4% Zins ohne Abzug für Verwaltungskosten im Jahre 1871 den beteiligten Versicherten zurückgegeben.

Diese Ereignisse gaben den Anlaß, darauf Bedacht zu nehmen, für die Deckung des Kriegsrisikos künftig zweckmäßigere Vorsorge zu treffen. Von 1871 an konnte jeder Versicherte mittels einer einmaligen Zusatzprämie von 1% der Versicherungssumme bei Abschluß der Versicherung auch das Kriegsrisiko bis Fr. 10.000.— decken. Die Anstalt behielt sich immerhin das Recht vor, jeden Antrag, der die Versicherung der Kriegsgefahr in sich schloß, ohne Angabe der Gründe abzulehnen. Sehr bald wurde den Versicherten auch gestattet, während der Dauer ihrer Versicherung einen Zusatzvertrag zur Deckung des Kriegsrisikos zu beantragen. Jedoch mußten diese Zusatzverträge in Friedenszeiten und nicht erst bei Ausbruch eines Krieges beantragt werden. Die für das Kriegsrisiko entrichteten Beiträge werden von der Anstalt als *Kriegsreserve* in einem besonderen Fonds geführt, zu 4% verzinst und unentgeltlich verwaltet.

Als in den Achtziger Jahren von den großen deutschen Gegenseitigkeitsanstalten die Parole „von der unentgeltlichen Übernahme des Kriegsrisikos“ ausging, glaubte die Anstalt, von dem eigenen Wege nicht abweichen zu dürfen, dies umsoweniger, als sie nach ihren Statuten eine Nachschußpflicht nicht kennt, also im Kriegsfall die Risikoprämie nicht nachträglich einfordern kann. Dagegen wagte sie 1888 den Schritt, das Kriegsrisiko auf eigene Gefahr bis auf Fr. 25.000.— zu erhöhen gegen einen einmaligen Beitrag von 1% der Versicherungssumme respektive $\frac{1}{2}\%$ beim schweizerischen Landsturm. Seit 1906 wird mit Hilfe der Rückversicherung das Kriegsrisiko zu den gleichen Bedingungen auch auf beliebig höhere Summen übernommen. Die im Entwürfe liegenden Versicherungsbedingungen werden bezüglich der Kriegsversicherung wesentliche Neuerungen einführen.

b) Die Duellklausel.

Große Bedeutung hatte die Duellklausel für die Schweiz nie. Sie ist seit Bestehen der Anstalt nie zur Anwendung gekommen. Nach den ersten Statuten werden, wenn der Versicherte im Duell stirbt, die gemachten Einlagen rückvergütet. Von 1858 an wird jedoch nur noch die volle Reserve gewährt. Die Versicherungsbedingungen seit

1894 bestimmen, daß die ganze Versicherungssumme zur Auszahlung kommt, wenn der Versicherte an den Folgen eines Duelles stirbt und seit Inkrafttreten der Polizze drei volle Jahre vergangen sind. Bei der Revision der Versicherungsbedingungen wird voraussichtlich die Duellklausel gänzlich fallen gelassen werden.

c) *Selbstmord.*

Nach den ersten Statuten zahlte die Anstalt, „wenn der Versicherte durch Selbstmord stirbt, nur den Wert des Deckungskapitales“. Die Bestimmung sollte in Übereinstimmung mit der damals herrschenden Meinung ¹⁾ die Selbsttötung, begangen im zurechnungsfähigen wie im unzurechnungsfähigen Zustand, umfassen. Als im September 1868 „das Rundschreiben des Vorstandes des Vereins deutscher Irrenärzte an die deutschen Lebensversicherungsanstalten“ erschien, wurde die Frage der Behandlung des Selbstmordes in ein neues Licht gerückt. Dieses Rundschreiben postulierte: „die Selbsttötung, begangen in unzurechnungsfähigem Zustande, könne von Lebensversicherungs-Gesellschaften als Befreiungsgrund nicht geltend gemacht werden.“ Diese These wurde von den Lebensversicherern lebhaft bekämpft. (Vergl. z. B. die Erklärung der Verwaltung der Lebensversicherungsbank für Deutschland in Gotha vom 25. März 1869.) Auch die Rentenanstalt zählte zu ihren Gegnern. Sie bekämpfte zwar weniger die prinzipielle Frage, sondern hatte Bedenken wegen der Verteilung der Beweislast. In einem Exposé hebt sie hervor: „Die Beweisfrage, ob zurechnungsfähig oder nicht, führt eben wieder in Prozesse hinein und zwar in difficile und peinliche, wo selten Recht zu finden ist.“ Um diese Zweifel zu heben, wurde seit 1871 in die Statuten die Anmerkung aufgenommen: „Beim Selbstmord ist die Frage des Geistes- oder Gemütszustandes rechtlich unerheblich. Dagegen kann die Anstalt den Geisteszustand in billige Berücksichtigung ziehen und je nach der Sachlage nach ihrem freien Ermessen auch einen höhern Betrag bewilligen.“ Zugleich wurde in die Einleitungsverträge (Anträge) die Bestimmung aufgenommen, daß ein Anspruch auf die Versicherungssumme erst geltend gemacht werden könne, nachdem der Anstalt „das natürliche Ableben des Versicherten“ nachgewiesen worden sei. Damit sollte dem Versicherten, respektive dessen Rechtsnachfolgern der Beweis, daß keine Selbsttötung die Todesursache sei, ein- für allemal überbürdet werden.²⁾ Diese an sich harte Vorschrift wurde in der Praxis dadurch gemildert, daß die Anstalt bei Liquidation der Sterbefälle billigen Erwägungen nie das Ohr verschloß.

¹⁾ Vergl. *Staudinger*: Rechtslehre vom Versicherungsvertrag. 1858, pag. 90. *Kübel*: in *Mals Zeitschrift für Versicherungsrecht* II. pag. 51.

²⁾ Vergl. Ziffer 7. Anspruchsbegründung.

Es wurde sogar sehr bald Regel, daß man in Selbstmordfällen die einbezahlten Prämien zurückerstattete. Diese Praxis erheben die Statuten von 1879 zur Norm, an der die Anstalt bis ins Jahr 1894 festhielt. Da erst wagte man den Schritt, dem Beispiel der deutschen Gesellschaften folgend, die Selbsttötung, begangen im Zustand der Unzurechnungsfähigkeit, nicht mehr als Ausnahmefall zu betrachten und nach dreijähriger Karenzzeit auch bei absichtlicher Selbsttötung die volle Versicherungssumme auszuzahlen. Während der Karenzzeit wird das Deckungskapital geboten. Gleichzeitig wurde auch die besondere Beweisklausel „für das natürliche Ableben“ fallen gelassen und die Verteilung der Beweislast auf Grund des allgemeinen Rechts bestimmt. Die im Entwurf liegenden Versicherungsbedingungen sehen nur noch eine zweijährige Karenzzeit vor.

d) Außereuropäisches Risiko.

Wer nach Abschluß der Versicherung, ohne sich mit der Anstalt verständigt zu haben, außer Europa reist oder sich aufhält, verändert die Vertragsgrundlagen. Dies war die Auffassung der ersten Statuten. Doch wird durch einen solchen Aufenthalt außer Europa der Vertrag nicht aufgehoben, sondern es werden, wenn der Versicherte außer Europa stirbt, nur $\frac{2}{3}$ der Versicherungssumme ausbezahlt. Diese für die erste Zeit sehr liberale Bestimmung wurde 1879 verschärft, indem man den rückzuvergütenden Betrag auf die volle Reserve reduzierte. Dafür setzte man die jährlichen Zusatzprämien, die anfänglich ziemlich willkürlich zu $\frac{1}{2}\%$ bis 6% der Versicherungssumme bemessen worden waren, auf $\frac{1}{4}\%$ bis 4% herab und übernahm auch ohne Zusatzprämie das volle Risiko für Seereisen auf dem schwarzen und mittelländischen Meer. Analog wie beim Selbstmord wurde auch hier die Beweislast in den Versicherungsbedingungen dem Versicherten respektive dessen Rechtsnachfolger aufgebürdet. Dieser hatte also jeweils zu beweisen, daß der Tod des Versicherten nicht außerhalb Europas und den bezeichneten Meeren eingetreten sei. Diese Bestimmung wurde erst 1894 fallen gelassen und zugleich das Geltungsgebiet der Versicherung bedeutend vergrößert. Seit 1894 werden nämlich vom ersten Tag der Versicherung an Aufenthalte und Reisen in allen Gegenden gestattet, welche in Amerika nördlich vom 33. Grad nördlicher Breite und südlich vom 30. Grad südlicher Breite und in den übrigen Weltteilen nördlich vom 30. Grad nördlicher und südlich vom 30. Grad südlicher Breite liegen. Direkte Seereisen durch die dazwischenliegenden Zonen sind in der Versicherung inbegriffen. Stirbt der Versicherte innerhalb der dazwischenliegenden Zonen, so wird nur das Deckungskapital restituiert. Kehrt er aus diesen Gegenden wieder zurück, so bleibt die Versicherung

ohne weiteres im vollen Umfange in Kraft. Die jährliche Zusatzprämie für die Übernahme des Risikos auch innerhalb der bezeichneten Grenzen beträgt wie früher $\frac{1}{4}$ bis 4% der Versicherungssumme.

Auf Wunsch des kaiserlichen Aufsichtsamtes wurde seit 1904 in die Versicherungsbedingungen noch die Vorschrift aufgenommen, daß der außerhalb Europa wohnende Versicherte der Anstalt einen in Europa wohnenden Vertreter zu bezeichnen hat, dem gegenüber Anzeigen und Mahnungen der Anstalt rechtsgültig erfolgen können.

Nach dem neuen Entwurf der Versicherungsbedingungen ist dem Versicherten vom Ablauf des zweiten Versicherungsjahres an der Aufenthalt in der ganzen Welt freigegeben.

7. Anspruchsbegründung.

Wer von der Anstalt die Versicherungssumme forderte, mußte die Polizze, einen amtlich beglaubigten Totenschein und ein ärztliches Zeugnis über die Todesursache vorlegen. Zudem mußte, wie wir bei Besprechung der Selbstmordklausel und der Versicherung des außereuropäischen Risikos gezeigt haben, der Anspruchserhebende nachweisen, daß der Versicherte eines natürlichen Todes gestorben und dieses natürliche Ableben innerhalb Europas, mit Einschluß des mittelländischen und schwarzen Meeres, erfolgt sei. Diese, abweichend von den allgemeinen Rechtsgrundsätzen zu Ungunsten des Versicherungsnehmers normierte Verteilung der Beweislast hat der Anstalt viel geschadet. Diese Bestimmungen und damit die ganzen Versicherungsbedingungen wurden als hart und ungerecht verschrien. Daß sie in Praxis sehr milde gehandhabt wurden und die Anspruchsbegründung bei der Anstalt tatsächlich nicht schwerer gemacht war, als bei jeder anderen Gesellschaft, vermochten dieses Odium nicht zu entfernen. Erst im Jahre 1894 wurde die Beweisklausel gänzlich aus den Versicherungsbedingungen entfernt und bezüglich der Beweislastverteilung auf die allgemeinen Rechtsgrundsätze abgestellt. In den Versicherungsbedingungen wurde einfach bestimmt, daß „vom Ableben des Versicherten der Anstalt möglichst bald schriftliche Anzeige zu machen und die von der Direktion geforderten Nachweise beizubringen sind“. Als solche „Nachweise“ verlangte die Anstalt in Bestätigung der bereits früher geübten Praxis die Polizze, den amtlichen Totenschein und einen ärztlichen Bericht über den Beginn und Verlauf der Krankheit und die Todesursache. Die Vorlage der letzten Prämienquittung wurde nie gefordert. In Frankreich kommt es vor, daß sich die Ärzte oft unter Berufung auf das ärztliche Geheimnis weigern, nähere Angaben über den Verlauf der Krankheit zu machen. In diesen Fällen genügt die Angabe der Todesursache.

Seit 1894 haben die Vorschriften und die Praxis bezüglich der Anspruchsbegründung nichts geändert; sie haben auch seither zu Bedenken nicht mehr Anlaß gegeben und werden daher auch in Zukunft beibehalten werden.

8. Auszahlung der Versicherungssumme.

1. *Wem wird ausbezahlt?* Die Auszahlung der Versicherungssumme erfolgt, gestützt auf die Inhaberklausel (vergl. hiezu Ziffer 9: Inhaberklausel) in der Regel an den *Inhaber der Polizze*. Sind mehrere Personen anspruchsberechtigt, so wird an den Polizzeninhaber zu handen aller Berechtigten ausbezahlt. Ist in der Versicherungspolizze ein Begünstigter ernannt, so werden dessen Rechte in besonderer Sorgfalt gewahrt. Besteht unter den Anspruchserhebenden Streit, wem die Versicherungssumme zukommt, so befreit sich die Anstalt durch das Mittel der gerichtlichen Deposition. Wenn die Polizze bei der Anstalt für ein Darlehen faustpfändlich hinterlegt ist, so dient zur Legitimation des Anspruchserhebenden der „*Hinterlagsschein*“. Kann die Polizze nicht präsentiert werden, weil sie verloren ist, so hat der Anspruchserhebende seine Berechtigung sonstwie nachzuweisen und die Versicherungssumme wird ihm nach Durchführung des privaten Mortifikationsverfahrens für die Polizze (gemäß Art. 105 des schweizerischen Obligationenrechtes) ausbezahlt.

2. *Wann wird ausbezahlt?* Nach den ersten Statuten erfolgte die Auszahlung der Versicherungssumme erst ein Vierteljahr nach erfolgter Anspruchsbegründung, oder sofort gegen einen Diskont von $4\frac{0}{100}$. Seit 1885 ist die Zahlungsfrist weggefallen und die Versicherungssummen werden, sobald die Anstalt, gestützt auf die eingereichten Akten, ihre Zahlungspflicht anerkennen kann, ohne Abzug ausbezahlt. Bei der Auszahlung durfte nie eine Provision erhoben werden, nur eventuelle Portokosten wurden abgezogen. Seit 1890 sind auch diese weggefallen und die Auszahlung erfolgt franko Domizil des Anspruchsberechtigten.

3. *Zahlungsmittel.* Nach den ersten Statuten mußten die Auszahlungen wie die Einzahlungen „in Silber oder Gold, in anderen Zahlungsmitteln nur mit Einwilligung beider Teile, geschehen“. Später erachtete man eine besondere Bestimmung hierüber als überflüssig. Sofern die Parteien nichts spezielles vereinbaren, erfolgen die Zahlungen in schweizerischer Landeswährung.

9. Inhaberklausel. Mortifikationsverfahren.

Die Anstalt verlieh ihren Polizzen von jeher den Charakter eines Legitimationspapiers zu Gunsten der Anstalt. Der Inhaber der Polizze

galt als redlicher Besitzer, an den die Anstalt rechtsgültig zahlen konnte. Zur Zahlung an den Inhaber war die Anstalt nur berechtigt, nicht verpflichtet. An diesem Grundsatz hat die Anstalt stets festgehalten und es ist die Legitimationsklausel die einzige Bestimmung der Versicherungsbedingungen, welche fast unverändert alle Revisionen passiert hat. Von 1894 an war die Fassung lediglich dahin verschärft worden, daß die Anstalt an den Inhaber zu zahlen berechtigt ist, „ohne Rücksicht darauf, ob die Polizze zu Gunsten einer dritten bestimmten Person lautet oder verpfändet oder abgetreten ist“.

Die Legitimationsklausel hat sich in der Praxis sehr bewährt. Sie schützt den gutgläubigen Versicherer und ermöglicht eine glatte und prompte Liquidation der Sterbefälle. (Vergl. Auszahlung der Versicherungssumme Ziff. 8).

Während anfänglich die Legitimationsklausel nur für den Fall der Auszahlung der Versicherungssumme aufgestellt worden war, galt sehr bald der Inhaber als Anspruchsberechtigter, der allgemein die Rechte aus der Versicherung, wie auch Beilehnung, Rückkauf, Umwandlung etc. geltend machen kann.

Die Legitimationsklausel birgt keine Gefahr in sich für den Fall, daß eine Polizze verloren gehen sollte. Die Anstalt stellt in solchen Fällen nach Durchführung des privaten Mortifikationsverfahrens, gemäß Art. 105 des schweizerischen Obligationenrechtes, eine Ersatzurkunde aus. Rechtsnachteile sind der Anstalt aus dieser Praxis bis jetzt noch nie erwachsen und es wird dieses Verfahren voraussichtlich auch nach Inkrafttreten des Versicherungsvertragsgesetzes (Art. 13), wenigstens für die schweizerischen Versicherungen, beibehalten werden.

10. Abtretungen und Verpfändungen. — Versicherungen auf fremdes Leben.

Die ersten Statuten geben dem Versicherten das Recht, den Anspruch aus der Versicherung jederzeit veräußern und verpfänden zu können. Man glaubte dies in den Statuten ausdrücklich sagen zu müssen, da früher vielfach die Ansicht vertreten wurde, der Anspruch aus einer Lebensversicherung sei ein höchst persönliches Recht, das weder verpfändet noch abgetreten werden könne. Seit 1879 ist eine diesbezügliche Norm, weil selbstverständlich, nicht mehr in die Versicherungsbedingungen aufgenommen worden. Auch hat die Anstalt nie die Gültigkeit der Cession oder Verpfändung von ihrer Zustimmung zu diesen Rechtsgeschäften abhängig gemacht.

Den Cessionar hat die Anstalt immer zugleich als Prämienzahler betrachtet. Die Prämienmahnungen erfolgen an ihn. Gegenüber dem

Pfandgläubiger jedoch hat die Anstalt stets die Mahnpflicht oder eine Verpflichtung, die Nichtbezahlung der Prämien anzuzeigen, abgelehnt.

Mit der Möglichkeit der Abtretung hat die *Versicherung auf fremdes Leben* Eingang gefunden. Sollte eine Versicherung von Anfang an auf das Leben eines Dritten abgeschlossen werden, so verlangte die Anstalt, entsprechend dem § 1756 des privatrechtlichen Gesetzbuches für den Kanton Zürich, den Nachweis, „daß der Einleger am Fortleben des versicherten Dritten ein nahes Interesse habe.“ In die Statuten von 1879 ist eine diesbezügliche Beschränkung nicht mehr aufgenommen worden. in der Erwägung, daß die Gründe, welche zur Versicherung auf das Leben eines Dritten führen, jeweilen bei Annahme des Antrages geprüft werden.

Eine schriftliche Zustimmung des Dritten, auf dessen Tod die Versicherung gestellt ist, wurde nie gefordert, da dessen Einwilligung implicite darin liegt, daß er sich vor Abschluß der Versicherung ärztlich untersuchen läßt.

11. Die Begünstigungsklausel.

In die Statuten und Versicherungsbedingungen wurde eine besondere Bestimmung betreffend die Begünstigung dritter Personen nie aufgenommen. Die Verträge zu Gunsten Dritter waren früher überhaupt den meisten kantonalen Privatrechten unbekannt. In einem Zirkularschreiben an die Versicherten nimmt die Direktion zu dieser Frage im Jahre 1875 Stellung und führt dabei aus: „Es meinen die Versicherten hie und da, es liege in der Hand der Anstalt, durch den Wortlaut der Polizze oder durch eine Klausel darin bestimmen zu können, daß die Versicherungssumme der und der Person unanfechtbar zugewendet werden solle. Die Anstalt als solche kann hierüber nicht disponieren, sondern es muß der Rechtswille des Versicherten respektive des Polizzenbesitzers in einer nach dem Rechte seines Landes gültigen Weise das Erforderliche von sich aus tun. An den meisten Orten genügt wohl die Übergabe der Polizze in die Hand der Bedachten, mit einer einfachen schriftlichen Abtretung oder Schenkung (inter vivos, also nicht mortis causa, was formell und nicht materiell besondere Schwierigkeiten bieten könnte) auf der Rückseite der Polizze oder auf einer ihr beigelegten Urkunde. Wäre aber nach irgend eines Landes Recht ein Mehreres zu tun, um den Besitz oder Erwerb einer Polizze respektive den Bezug der Versicherungssumme gegenüber Dritten rechtsgültig zu sichern, so muß eben der Betreffende zu Lebzeiten sich hierüber bei Rechtskundigen zuverlässig erkundigen und mit den etwa erforderlichen Schritten nicht zuwarten, bis es zu spät ist.“

Als im Jahre 1883 das Bundesgesetz über das Obligationenrecht die Verträge zu Gunsten Dritter einheitlich regelte, benützte die Anstalt die Gelegenheit, alle Versicherten durch ein Zirkularschreiben auf die Möglichkeit und die Vorteile der Errichtung einer Begünstigungsklausel aufmerksam zu machen. Seit 1894 wird in den Anträgen speziell danach gefragt, zu wessen Gunsten die Versicherung abgeschlossen werden soll, und es ist im Ingeß der Polizze Raum für die Aufnahme der Begünstigungsklausel vorgesehen. Jede Abänderung der Begünstigungsklausel während des Laufs der Versicherung wird von der Anstalt auf Verlangen des Berechtigten in der Polizze verurkundet.

12. Alter des Versicherten.

Bis in das Jahr 1894 enthielten die Statuten die Beschränkung: „der Versicherte darf zur Zeit des Eintrittes nicht weniger als 15 und nicht mehr als 60 Jahre alt sein“. Seither werden auch Personen jüngeren Alters, insbesondere Kinder vom 3. Altersjahre an auf den Todesfall versichert. Die Anstalt hat diesen Schritt nicht zu bereuen und keinerlei schlechte Erfahrungen gemacht.

13. Die Verjährung.

Wurde der Anspruch aus der Versicherung binnen 5 Jahren seit dem Tode des Versicherten nicht geltend gemacht, so waren die Ansprüche verjährt. Diese Vorschrift galt indessen nur bis 1879. Seitdem ist die Frage der Verjährung nach dem gemeinen Rechte zu entscheiden. Nach dem schweizerischen Obligationenrecht beträgt die Verjährungsfrist 10 Jahre, das Versicherungsvertragsgesetz sieht 2 Jahre vor.

Gerichtsstand.

Die Anstalt hatte von jeher Sitz und Gerichtsstand in Zürich. Zur Schlichtung von Streitigkeiten sehen die ersten Statuten ein Schiedsgericht vor, das aber nie in Funktion trat. Seit 1879 werden im Streitfall die öffentlichen Gerichte angerufen.

Außer dem Hauptdomizil und Gerichtsstand in Zürich hat sich die Anstalt nach Maßgabe der kantonalen, eidgenössischen und auswärtigen Konzessionsbestimmungen auch dem Gerichtsstand am Domizil ihrer Vertretung oder am Domizil der Versicherten unterworfen.

Rückblick und Ausblick.

Die kleine rechtshistorische Skizze, die wir von jeder wesentlichen Vertragsnorm gegeben haben, lehrt uns, wie jede Entwicklung

nur langsam fortschreitet, wie jede Neuerung sich in der Regel selbst vorbereitet, aus dem Geschäftsbetrieb und der Geschäftserfahrung sich entwickelt und oft schon lange eingeführt ist, bevor sie zur Vertragsnorm erhoben wird. Hand in Hand mit der Entwicklung und Kräftigung der Anstalt selbst und fortschreitend mit den Anschauungen der Zeit geht jede Erweiterung des Umfangs der versicherten Gefahr.

Es sind in der Regel durchaus nicht etwa Konkurrenzrücksichten, welche die Versicherungsgesellschaften veranlassen, ihre Versicherungsbedingungen fortzubilden und liberaler zu gestalten. Der Versicherer hat wie jeder andere Kaufmann das Bestreben, sich den Verhältnissen anzupassen und seinen Kunden das Beste darzubieten. So haben bis jetzt die eigene Initiative und das eigene Bedürfnis der Versicherungsgesellschaften die Versicherungsbedingungen geschaffen. Dies wird auch fernerhin so bleiben, nur wird ein neuer mitwirkender Faktor zu berücksichtigen sein, *die Versicherungsvertragsgesetze*. Die Schweiz und Deutschland haben im Jahre 1908 das Versicherungsvertragsrecht kodifiziert. Bald werden Frankreich und Österreich diesem Beispiele folgen. In diesen Gesetzen sind die großen Richtungslinien festgelegt, welche die eiserne Grundlage der zukünftigen Versicherungsbedingungen bilden werden.

Wenn wir die heute geltenden Versicherungsbedingungen mit den Vorschriften des Bundesgesetzes über den Versicherungsvertrag vom 2. April 1908 und des Reichsgesetzes über den Versicherungsvertrag vom 30. Mai 1908 vergleichen, so ist schon heute in manchen und gerade den wesentlichen Punkten eine Übereinstimmung zu finden. Materiell wenigstens wird nicht viel geändert werden müssen. Dagegen stehen eine Reihe formeller Änderungen bevor, die den inneren Geschäftsbetrieb wesentlich umgestalten werden. Es erwachsen durch die Gesetzesbestimmungen vielfach technische und praktische Schwierigkeiten, deren Tragweite früher nicht erkannt wurde.

Wer gehofft hat, durch die Versicherungsvertragsgesetze würden die Versicherungsbedingungen vereinfacht, wird sich getäuscht sehen.

Auch für den Geschäftsbetrieb bringen die Versicherungsvertragsgesetze keine Erleichterung. Eine Anstalt, die ihr Geschäftsgebiet über die Grenzen ihres Landes ausdehnt, und die bisher für alle ihre Versicherungen einheitliche Versicherungsbedingungen aufgestellt hatte, wird hierauf verzichten müssen. Es ist zwar zu hoffen, daß sich wenigstens in den Hauptpunkten eine materielle Übereinstimmung erzielen läßt. In formeller Hinsicht wird die Einheitlichkeit nicht mehr gewahrt werden können. Immer mehr werden leider die Versicherungsgesellschaften dazu gedrängt, ihre Versicherungsbestände zu nationalisieren. Die Versicherungsaufsichtsgesetze haben bereits bezüglich der

Organisation, der Hinterlegung der Deckungskapitalien und zum Teil auch der Gewinnverbände, die Trennung und Nationalisierung gefordert und durchgeführt. Durch die in der Verschiedenheit der Gesetzgebungen begründeten Unterschiede der künftigen Versicherungsbedingungen wird diese Scheidung auch formell bestätigt.

Diese bedauerliche Folge der Versicherungsvertragsgesetze liegt im Zuge der Zeit und der Versicherer wird sich ihr vorläufig fügen müssen. Die Versicherungsvertragsgesetze bringen indessen auch den Versicherungsgesellschaften große und schätzenswerte Vorteile. Die Klagen über die harten und einseitigen Versicherungsbedingungen werden verstummen. In vielen schwierigen Fragen wird die Gesetzesnorm dem Laien ein Berater und dem Versicherer ein fester Rückhalt sein.

IX a.

Berechnung des Polizzenwertes bei vorzeitiger Vertragslösung nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Computation of policy values by premature cancellation of the contract (surrender values) according to the provisions of the latest codifications.

Calcul de la valeur du contrat en cas de résiliation prématurée d'après les dispositions des codifications récentes.

Calcolazione del valore della Polizza nei casi di scioglimento anticipato del contratto secondo le disposizioni delle più recenti legislazioni.

IX a. — A.

Berechnung des Polizzenwertes bei vorzeitiger Vertragslösung nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Von **V. E. Gamborg**, Kopenhagen.

Im Wettstreit, mit welchem man zur Zeit in Dänemark wie anderswo auf dem ökonomischen Gebiete Gesetze macht, ist natürlich auch den Dänen ein Lebensversicherungsgesetz beschieden worden, in dessen Ketten das dänische Lebensversicherungswesen jetzt mit Mühe seine Arbeit machen muß. Im Gesetze handelt es sich um eine strenge Staatskontrolle der Konstitution und der Arbeit der privaten Lebensversicherungsgesellschaften, mit welchen obendrein der Staat selbst mit Hilfe der dem Gesetz nicht unterstehenden „Statsanstalten for Livsforsikring“ konkurriert. Fürwahr, eine schöne — aber glücklicherweise seltene — Konstitution!

Bis jetzt gibt es aber in Dänemark über den Versicherungsvertrag kein Gesetz. Auf diesem Gebiete können dänische Versicherungsleute noch ihre freie Initiative anwenden. Es gibt also auch keine gesetzlich festgestellte Regel über die Berechnung des Rückkaufswertes einer Polizze. Es ist aber hier den Dänen wie den Heiden gegangen: wir haben in unseren Herzen ein Gesetz eingeschrieben, das von allen Gesellschaften befolgt wird — jedoch mit Ausnahme einer einzigen Gesellschaft, wodurch ja die Regel bestätigt wird.

Wie viel ist nicht über dieses Thema geschrieben worden? Wie viele Abhandlungen gibt es nicht, in welchen die Verfasser ihren Scharfsinn geprüft haben, um den Rückkaufswert nach einer rationellen Berechnung angeben zu können? Am besten ist es — so scheint es mir — dem holländischen Aktuar Herrn *Jac. M. Vaz Dias* gelungen; und neulich hat in Schweden Herr *Fredholm* eine sehr bequeme

Formel aufgestellt, wonach der Rückkaufswert ziemlich korrekt berechnet werden kann. Aber rationell und korrekt? Was bedeuten in dieser Beziehung diese Worte? Die Regel kann rationell sein; wenn aber nicht sowohl die Versicherten als auch die Versicherungsgesellschaften mit ihr zufrieden sein können, wird das gar nicht helfen. Die dänische Regel ist mathematisch gesehen kaum korrekt. Sie befriedigt aber die beiden obenerwähnten Parteien.

Die Grenzen, zwischen denen der Rückkaufswert ganz natürlich liegen muß, werden ja von dem Nettowert und dem Bruttowert der Polizze gezogen. Die dänischen Gesellschaften stellen nun in ihren Versicherungsbedingungen fest, daß der Bruttowert der Polizze auch der Rückkaufswert derselben sein soll. Nur eine Gesellschaft befolgt — wie oben erwähnt — eine andere Regel, nach welcher der Rückkaufswert gleich $R - \frac{5}{100}(S - R)$ ist, wo R die Prämienreserve und S die Versicherungssumme bedeuten.

Wenn man die dänische Regel erstens vom juristischen Standpunkte aus anschaut, kommt sie mir ganz korrekt vor. Der Versicherungsvertrag stellt zwei Verpflichtungen einander gegenüber; jede von diesen Verpflichtungen hat im Augenblicke einen Kapitalwert und die Differenz — nach wenigen Jahren größer wie 0 — ist der Rückkaufswert der Polizze. Ein einseitiges Verlangen seitens des Versicherten scheint mir gar keine Einräumungen von seiten der Gesellschaften zu fordern. Im Gegenteil: ein ganz willkürliches Austreten des Versicherten bringt selbstverständlich der Gesellschaft einen Verlust, und die Gesellschaft ist meiner Meinung nach sehr kulant, wenn sie sich damit begnügt, den Wert der zwei Verpflichtungen ganz genau zu berechnen.

Daß die Regel die Gesellschaften ganz gut befriedigt, ist — zweitens — selbstverständlich. Es ergeben sich aus ihr mehrere schöne Wirkungen.

Die Versicherten, die in den ersten Versicherungsjahren keine Rückkaufssumme bekommen können, werden sich mehrmals bedenken müssen, ehe sie die Polizze aufheben wollen. Dieser Zwang ist ebensowohl im Interesse der Versicherten wie in dem der Gesellschaften. Für die letzteren bedeutet die Methode — namentlich in ihren jungen Jahren — eine Konsolidierung von großem Wert — und ist dadurch ein Vorteil für die Mehrzahl der Versicherten, d. h. für die in der Gesellschaft Bleibenden!

Die gewöhnliche, ganz und gar unrichtige Methode der Berechnung des Rückkaufswertes ist bekanntlich die, daß man den Wert als einen bestimmten Bruchteil (zum Beispiel $\frac{3}{4}$) des Nettowertes fest-

stellt. Wird dieser Methode die dänische Regel gegenübergestellt, so kommt die letzte mir wieder empfehlenswert vor, auch vom Standpunkte der Versicherten. Die dänische Regel gibt denjenigen, die den Vertrag bald, in den ersten Jahren, auflösen, gar keinen Rückkaufswert, und danach gibt sie ihnen eine Reihe von Jahren hindurch weniger, doch nicht viel weniger, als die gewöhnliche Methode. Wenn aber ein Mann viele Jahre lang versichert gewesen ist, das heißt, wenn er, so lange es ihm möglich gewesen, seine Verpflichtungen erfüllt hat — dann wird er nach der dänischen Regel für seine Treue belohnt werden, und er erhält einen bedeutend größeren Rückkaufswert als man ihm nach dem gewöhnlichen Verfahren hätte gewähren wollen. In diesen verschiedenen Verhältnissen liegt immer für den Versicherten eine starke Aufforderung zum Festhalten an der Polizze, zum Nutzen für beide Teile, für den Versicherten, wie für die Gesellschaft.

Die dänische Regel scheint mir also erstens juridisch logisch und zweitens sehr praktisch für die beiden Parteien zu sein. Aber auch in versicherungstechnischer Beziehung bietet sie Vorteile. Der Rückkaufswert ist ja in dieser Weise sehr leicht zu berechnen und wird ja ohne Diskontinuität sein. Er beginnt nach einigen Jahren (deren Anzahl z. B. von den Agenten mit Hilfe der Tarife sehr leicht zu bestimmen ist) eine positive Größe zu haben und wächst dann, sich dem Nettowert immer nähernd.

Benützt man den Rückkaufswert als Nettoeinschuß für eine prämienfreie Polizze, ist auch für diese eine bequeme und natürliche Berechnungsregel vorhanden. Merkwürdigerweise wird diese Methode zur Bestimmung der prämienfreien Polizze nicht von allen dänischen Gesellschaften befolgt. Einige berechnen wohl den Rückkaufswert, wie ich es angegeben habe, benützen aber zur Berechnung der prämienfreien Polizze die gewöhnliche Methode, nach welcher die Größe als $\frac{a}{n}$ der Versicherungssumme zu bestimmen ist, wenn von der n-jährigen Prämienzahlung für a Jahre die Prämien erlegt sind, und a z. B. mindestens gleich drei ist. Diese Methode ist selbstverständlich ebenso unkorrekt wie die, nach welcher der Rückkaufswert als ein bestimmter Bruchteil der Prämienreserve (des Nettowertes) festzusetzen ist.

Für die praktische Anwendung bietet die dänische Regel keine Schwierigkeiten. Zur Anwendung durch den Agenten lassen sich ja bequeme Tabellen berechnen.

Die obenstehenden Betrachtungen gelten mit kleinen Modifikationen für alle Versicherungsarten (für Volksversicherung jedoch nicht).

IX a. — B.

Die Grundlegung für die mathematische Bewertung des freiwilligen Rücktrittes in der Lebensversicherung.

Von R. Rothauge, Düsseldorf.

Übersicht.

A. Einleitende Untersuchungen.

I. Das technische Wesen des freiwilligen Rücktrittes.

II. Die Bedingungen einer exakten Berechnung.

B. Die Formulierung des Rückkaufswertes.

I. Die bisherigen Versuche zur Lösung dieser Frage und die Kritik derselben.

II. Beiträge zur Prämienreservetheorie.

III. Die Entwicklung der Rückkaufsformel.

IV. Die Verwaltungskosten.

V. Das Unfallrisiko.

A. Einleitende Untersuchungen

I. Das technische Wesen des freiwilligen Rücktrittes.

Bei der Berechnung der Prämie in der Lebensversicherung macht man unter anderem die Annahme, daß der Vertrag erst seinen Abschluß findet, wenn der Versicherungsfall eingetreten, oder wenn die vertraglich festgesetzte Zeit abgelaufen ist. Wenn nun ein Versicherter durch ein freiwilliges Aufgeben diese Annahme durchbricht, so entsteht zunächst die Frage: Ist der Versicherte überhaupt berechtigt, freiwillig vom Verträge zurückzutreten?¹⁾

¹⁾ Es handelt sich also um den freiwilligen Rücktritt von einem laufenden Versicherungsvertrage. In den Gesetzen hat dieses Recht als freies Kündigungsrecht Aufnahme gefunden (V. V. G. § 165). Wir haben jedoch den ersteren Ausdruck beibehalten im Hinblick auf die einschlägige Literatur.

Die Beantwortung dieser Frage muß sich aus der Natur des Lebensversicherungsvertrages von selbst ergeben.

Von volkswirtschaftlicher und juristischer Seite sind wiederholt Untersuchungen zur Lösung dieser Frage angestellt worden, die fast durchgängig zu einer bejahenden Beantwortung geführt haben, wenn sie auch in der Art der Begründung auseinander gehen.¹⁾ Man hat daher auch in den Gesetzen über den Versicherungsvertrag das Recht auf den freiwilligen Rücktritt festgelegt.²⁾ Nehmen wir im Hinblick auf diese gesetzliche Regelung an, daß aus der wirtschaftlichen und juristischen Natur des Vertrages das freie Rücktrittsrecht resultiert, und versuchen wir diese Frage vom *versicherungstechnischen* Standpunkte aus einer Lösung entgegen zu führen.

Versicherungstechnisch hat man durch diese Bejahung zunächst zu entscheiden, ob denn die Annahme der Kontinuität des Vertrages unbedingt notwendig ist, ob nicht der Rücktritt rechnerisch in dem Voranschlag, d. h. bei der Berechnung der Prämie, Berücksichtigung finden kann. Der Rücktritt wird in das freie Ermessen des Versicherten gestellt, d. h. er ist von dem freien Willen abhängig; von einer rechnerischen Bewertung kann aber bei einer solchen Abhängigkeit nicht die Rede sein. Man ist daher zu dieser Annahme gezwungen und kann infolgedessen den freiwilligen Rücktritt nur als eine „Durchbrechung der Kontinuität“ ansehen.

Gehen wir kurz auf die Grundprinzipien der Versicherungstechnik ein, und versuchen wir auf Grund dieser eine solche Durchbrechung zu bewerten.

Volkswirtschaftlich definiert *Manes*³⁾ eine Versicherung als „eine auf Gegenseitigkeit beruhende wirtschaftliche Veranstaltung zwecks Deckung zufälligen schätzbaren Vermögensbedarfs“. Das Gegenseitigkeitsprinzip, das wohl in volkswirtschaftlicher Hinsicht nicht mehr angefochten wird, beruht technisch auf dem Ausgleich innerhalb großer

¹⁾ Eine eingehende Erörterung mit erschöpfender Literaturangabe gibt *König* in Band VI der Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft vom Jahre 1903: „Die vermögenswerten Rechte aus dem Lebensversicherungsvertrag“: Er sieht dort als Grundlage für alle derartigen Rechte das freie Rücktrittsrecht an. Eine Kritik der Gründe *Königs* gibt *Engelbrecht*: „Die rechtliche und technische Natur des Rückkaufs in der Lebensversicherung.“ Assekuranz-Jahrbuch, XXIX. Jahrgang 1908.

²⁾ V. V. G. § 165 spricht von einem Kündigungsrecht in zwei Fällen: a) schlechthin, d. h. für alle Arten der Lebensversicherung, sofern laufende Prämien gezahlt werden, b) bei Lebensversicherungen, bei denen der Eintritt des Versicherungsfalles gewiß ist. Vergl. *Gerhard* etc., Kommentar.

³⁾ Versicherungswesen 1905, S. 1. Versicherungslexikon 1908.

Vereinigungen. Technisch am klarsten tritt dieses Prinzip in den Anfängen der Versicherungstechnik zutage, als noch ein elementares Umlageverfahren die technische Grundlage der Versicherung bildete; durch die Erfahrungstatsache, daß statistische Massenerscheinungen eine gewisse Gesetzmäßigkeit zeigen, wurde überhaupt erst eine vorherige Schätzung der Schadenfälle ermöglicht und damit ein Vorschlag der anteiligen Kosten, d. h. eine Normierung der Prämie. Erst auf der Beobachtung, daß gewisse statistische Massenerscheinungen sich approximativ den wahrscheinlichkeits-theoretischen Gesetzen unterwerfen, basiert die Möglichkeit einer Versicherung im heutigen Sinne, denn auf Grund dieser Beobachtung ist man berechtigt, innerhalb eines Versicherungsstockes jeden Versicherten als Träger einer Wahrscheinlichkeit anzusehen. Die auf Grund dieser Wahrscheinlichkeiten berechneten Werte haben jedoch nur einen Sinn, nur eine Berechtigung, wenn dieselben im Rahmen einer Gesamtheit betrachtet werden, da dieselben keine apriorischen, sondern statistische oder empirische Wahrscheinlichkeiten darstellen.¹⁾ Die statistische Wahrscheinlichkeit ist ein echter Bruch, in dessen Nenner die Anzahl einer unter Beobachtung stehenden Masse, in dessen Zähler die aus dieser Masse hervorgehende Anzahl der Fälle steht, deren Eintritt durch den Bruch charakterisiert werden soll. Sie ist im allgemeinen nur eine Maßzahl für die beobachtete Massenerscheinung. Nur in den Fällen, wo diese Maßzahl einen typischen Fall mit normaler Dispersion darstellt, ist man berechtigt, auf Grund dieses Ergebnisses auf sie die wahrscheinlichkeits-theoretischen Gesetze anzuwenden. Da es sich auch in diesem Falle nur um eine die Massenerscheinung charakterisierende Maßzahl handelt, der allerdings eine ganz bestimmte Bedeutung zugesprochen werden muß, so darf man dieser Maßzahl in Bezug auf die einzelnen Elemente nur dann den Charakter einer mathematischen Wahrscheinlichkeit zusprechen, wenn man sie im Rahmen dieser Gesamtheit betrachtet. Ein Element dieser Gesamtheit gesondert einer wahrscheinlichkeits-theoretischen Untersuchung zu unterziehen, widerspricht dem Wesen der statistischen Wahrscheinlichkeit. Leider wird auf diesen Umstand viel zu wenig Rücksicht genommen, wodurch der Versicherung zu leicht der Charakter eines reinen Glücksspiels beigelegt wird.

¹⁾ Blaschke, Mathematische Statistik 1906, S. 123 ff. Brendel, Vorlesungen über Wahrscheinlichkeitsrechnung 1907. Man beachte die Versuche, in der Statistik die Wahrscheinlichkeitsrechnung durch eine Häufigkeitsrechnung (*Bruns*), oder durch eine Kollektivmaßlehre (*Fechner*) zu ersetzen. Vergl. die Angriffe von *Wagner*: Das Problem vom Risiko in der Lebensversicherung, Jena 1898 und Wahrscheinlichkeitsrechnung und Lebensversicherung, Zeitschrift f. d. ges. Vers. 1906.

Das Grundprinzip der Gegenseitigkeit deckt sich mit dem Axiom der Versicherungstechnik, den Versicherten nur als Durchschnittsrisiko behandeln zu können. Diesem Axiom scheint *Emory Mac Clintock*¹⁾ zu widersprechen, wenn er als Ideal der Lebensversicherungstechnik die individuelle Behandlung jedes Versicherten hinstellt. Die Versicherungstechnik basiert ihre Wahrscheinlichkeiten auf die Ergebnisse der statistischen Forschung, die ihrerseits von den Erfahrungsdaten auf die wirkenden Entstehungsmodi oder Ursachen schließt. Diese Ursachen werden nun im allgemeinen noch als gleichmöglich angenommen, obwohl Beruf, Geschlecht, Versicherungsdauer, Lebensweise etc. etc. in Bezug auf ihre Wertigkeit sehr verschieden sind. Man hat daher, um ein möglichst homogenes Material zu erhalten, diese so erkannten, verschieden wirkenden Ursachen ausgeschlossen, indem man scharf begrenzte Risikengruppen herstellte. Eine vollständige Homogenität kann aber nie erreicht werden, da einerseits die in Frage kommenden Ursachen zu zahlreich sind, andererseits die zu große Differenzierung des Materials dem Erfordernis der Statistik nach möglichst großem Umfange des Beobachtungsmaterials entgegensteht, schließlich diese Behandlung auf die Schwierigkeit stößt, solch homogenes Material begrifflich festzulegen.²⁾ Wenn man auch anstrebt, auf Grund von möglichst homogenem Material die empirischen Wahrscheinlichkeiten zu berechnen, so wird man doch nur stets Durchschnittswerte erlangen können. Man hat daher obiges Ideal dahin zu definieren, daß man *als Ziel angibt, jeden Versicherten als Durchschnittsrisiko einer scharf und eng begrenzten Risikengruppe zu behandeln*, woraus wiederum resultiert, daß durch die neueren Forschungen in keiner Weise das Gegenseitigkeitsprinzip aufgehoben ist, daß die Versicherungspraxis sowohl wie deren wissenschaftliche Behandlung stets mit Durchschnitts-

¹⁾ Journal of the institute of actuaries Vol. XXXVII 1903.

²⁾ Die praktische Anwendung hat außerdem einerseits Rücksicht zu nehmen auf die Möglichkeit auf Grund der vorhandenen Unterlagen — Antrags- und Arztpapiere etc. — d. h. des vorhandenen stets sehr beschränkten Wissens auch die jeweilige Risikengruppe feststellen zu können, andererseits aber auch auf die kulturellen Erfordernisse des Vertrages. In dem jüngst stattgefundenen Streite um die doppelt abgestufte Sterbetafel sind diese letzteren nicht genügend zutage getreten. Eine Differenzierung nach der Versicherungsdauer gewährleistet in jeder Weise besser die Betriebssicherheit sowohl wie die Betriebsgerechtigkeit, jedoch würde eine zu weit gehende Differenzierung nach Berufen in Hinsicht auf die kulturellen Aufgaben, speziell in Hinsicht auf die Unverfallbarkeit der Polizze, nicht angängig sein, obwohl es im Interesse der Betriebsgerechtigkeit notwendig erscheint, eine solche vorzunehmen. Dieser kann durch Extraprämien für besonders gefährdete Berufe oder durch Differenzierung der Dividenden wohl besser Genüge geleistet werden.

risiken zu rechnen hat, das mit anderen Worten nur ein sehr verfeinertes Umlageverfahren die Grundlage der Versicherungstechnik bildet. Auf diese Eigenart der Versicherungstechnik wird viel zu wenig Rücksicht genommen, wodurch dann Anschauungen entstehen, die dem technischen Wesen der Versicherung widersprechen. Es entspricht nicht der Natur der technischen Grundlagen, wenn behauptet wird, daß die einzelnen Versicherten in keinem Genossenschafts- noch Gesellschaftsverhältnis stehen, daß die Vereinigung nur darauf beruhe, daß alle Versicherten mit demselben Dritten einen Vertrag abgeschlossen hätten. Juristisch mag dies eine einwandfreie Darstellung sein, wenn man jedoch diese juristische Auffassung auf die Versicherungstechnik anwendet, so übersieht man, daß der technischen Berechnung Schranken gesetzt sind, die in der Natur der statistischen Wahrscheinlichkeiten liegen. Der Vertrag wird zwar mit der Gesellschaft abgeschlossen, jedoch ist diese Gesellschaft nur die Vermittlerin des Gegenseitigkeitsprinzipes¹⁾; im Grunde ist also eine Abmachung zwischen dem Versicherungslustigen und dem schon bestehenden Versicherungsstock getroffen; jedenfalls muß dies stets beachtet werden, wenn man die technische Seite des Vertrages beurteilen will. Die oben angeführte Auffassung setzt voraus, daß der Versicherer die apriorischen Wahrscheinlichkeiten des Versicherungskandidaten kenne, alsdann mit diesem einen Glücksspielvertrag abschliesse und sich nun persönlich durch den Ausgleich innerhalb eines umfangreichen Versicherungsstockes schütze. Nur durch die unzureichende Betonung des Gegenseitigkeitsprinzipes von seiten der Versicherungstechniker ist eine solche Auffassung möglich.

Wenn ein Einzelner sich versichern will, so ist dies nur möglich durch Anschluß an eine schon bestehende Gesamtheit, einen Versicherungsstock, mit dessen Schicksal er dann untrennbar verbunden ist, bis er durch den Eintritt des Versicherungsfalles oder an einem vorher bestimmten Zeitpunkt aus diesem ausscheidet. Dieser Versicherungsstock gibt ihm das *Recht*, sich vom Augenblick der Aufnahme an als Träger einer Wahrscheinlichkeit, der Durchschnittswahrscheinlichkeit, eventuell der seiner Risikengruppe, anzusehen, wodurch die Versicherungsmöglichkeit erst gegeben ist, fordert aber von ihm die Einhaltung des Gegenseitigkeitsprinzips, d. h. die *Pflicht*, nicht eher aus der Gesamtheit auszuscheiden, als vertraglich festgelegt ist.

Will nun ein Versicherter aus diesem Versicherungsstock ausscheiden, so kann ihm dieses Recht nur dann gewährt werden, wenn

¹⁾ *Manes*, a. a. O. S. 55 ff.

er die „treuen“ Versicherten in keiner Weise schädigt.¹⁾ Es ist der Austritt abhängig zu machen von der Erstattung einer Summe, die das Äquivalent für den Schaden darstellt, der durch die Durchbrechung der Kontinuität angerichtet wird. Durch diese Summe kauft sich der Versicherte gewissermaßen von der Pflicht los, respektive er kauft die Pflicht zurück. Ist dieses Rückkaufen erfolgt, so müssen andererseits dem Versicherten die auf seine Durchschnittsprämie entfallenden Anteile an den Ansammlungen nicht verbrauchter Prämienteile zurückgezahlt werden. Die Differenz zwischen dem Durchschnittsanteil an den vorhandenen Fonds und der Summe, durch die das „Rückkaufen“ der oben definierten Pflicht erfolgt, nennen wir, um in Einklang zu bleiben mit der in der Praxis üblichen Ausdrucksweise, Rückkaufswert. Dieser Rückkaufswert, der sich als eine Differenz darstellt, kann als solche positiv, null und negativ sein. Von einem freien Rücktrittsrecht kann aber nur gesprochen werden, wenn die anteiligen Fonds ausreichen, um die oben definierte Summe zur Deckung des Schadens zu ersetzen, mit anderen Worten als *Kriterium für das freie Rücktrittsrecht* ist anzusehen ein *Rückkaufswert, der positiv oder mindestens gleich null ist.*²⁾

Obige Frage nach dem Rücktrittsrecht ist hiermit zurückgeführt auf die Frage nach dem Rückkaufswerte. Versuchen wir nun diesem versicherungsmathematisch näherzutreten.

II. Die Bedingungen einer exakten Berechnung.

Wir haben als Rückkaufswert definiert die Differenz zwischen dem Anteil an den aus nicht verbrauchten Prämienteilen angesammelten Fonds und einer Summe, die das Äquivalent bildet für den Schaden, den der Austritt anrichtet. Dieser Schaden ist zu bewerten nach dem Einfluß des freiwilligen Ausscheidens. Bekanntlich wird, worauf wir noch später zurückkommen, in der Versicherung aus Sicherheitsrücksichten eine höhere Einlage gefordert als die, welche der mathematischen Erwartung entspricht. Es erwirbt hierdurch jeder Versicherte einen Anspruch auf einen Gewinn, der gleich ist dem in Hinsicht auf die Sicherheit erfolgten Prämienzuschlage. Wir definieren daher

¹⁾ Wir weisen ohne weiteres dem Ausscheiden einen schädigenden Einfluß zu, weil die Durchbrechung der Kontinuität gleichbedeutend ist mit der Überwindung einer Kraft. Für die rechnerische Durchführung beziehungsweise für die Formulierung der Rücktrittsfrage ist es jedoch gleichgültig, welchen Einfluß wir dem Ausscheiden beilegen.

²⁾ Engelbrecht kommt zu demselben Kriterium, jedoch auf dem Wege über die juristische Natur des Rücktrittsrechtes: Die rechtliche und technische Natur des Rückkaufs in der Lebensversicherung. Assek.-Jahrb. XXIX. 1908.

den Schaden als die Differenzsumme zwischen dem aus dieser Mehrprämie resultierenden Gewinn und demjenigen Gewinne, der unter dem Einfluß des Ausscheidens tatsächlich erfolgen kann. Da nun der Einfluß einer Kraft auf irgend eine Größe nur dann genau zutage treten kann, wenn diese selbst scharf erfaßt ist, so ist es zuerst nötig, die Berechnungen innerhalb des Versicherungsstockes so eng wie möglich der Wirklichkeit anzupassen; dann erst ist man in der Lage, die Wirkung des Ausscheidens rechnerisch zu bewerten, die sich ja dadurch bemerkbar macht, daß die scharfen Rechnungsgrundlagen nicht mehr zutreffen werden und infolgedessen geändert werden müssen. Die Ummodelung der Berechnungen für unsere Zwecke hat daher neben der scharfen Anpassung an die tatsächlichen Verhältnisse derart zu erfolgen, daß jederzeit eine Änderung der Grundlagen erfolgen kann, ohne daß dadurch die Betriebssicherheit, d. h. die Sicherheit die zukünftigen Schadensummen zu decken, gefährdet wird. Ist uns eine solche exakte Berechnungsweise gelungen, so muß andererseits die Wirkung des Ausscheidens, d. h. der oben definierte Schaden gleich null werden, wenn wir die Summe, die das Äquivalent dieses Schadens ist, in die Fonds der „treuen“ Versicherten fließen lassen. Man kann daher den Abzug auch definieren als die Summe, die nötig ist, um die Fonds der vertragstreuen Versicherten derart zu erhöhen, daß der oben definierte Schaden gleich null wird.

Der Weg, der zur Berechnung eines exakten Rückkaufswertes führt, wird also dadurch gekennzeichnet, daß zuerst eine scharfe Erfassung der technischen Berechnungen innerhalb des Stockes zu erfolgen hat, daß alsdann die Wirkung des Ausscheidens festgestellt wird, daß erst dann, gestützt auf die Ergebnisse, der theoretische Rückkaufswert berechnet werden kann, der die Grundlage bilden muß für eine in der Praxis brauchbare Formel.

Gehen wir von der Grundlage des Lebensversicherungsvertrages, der Prämie, aus. Die Prämie einer Versicherung ist eine Größe, die während der ganzen Versicherungsdauer die Gegenleistung des Versicherers gewährleisten soll. Sie ist die vertragliche Leistung des Versicherten, die einer späteren Veränderung nicht unterliegen darf, wenigstens nicht zu Ungunsten des Versicherten; bei ihrer Berechnung muß man daher von dem Prinzipie möglicher Sicherheit sich leiten lassen, mit anderen Worten die Rechnungsgrundlagen, auf deren Basis die Prämienberechnung erfolgt, müssen mit der größten Wahrscheinlichkeit für die ganze Versicherungsdauer zutreffen. Man erreicht dies durch Begehen von im Sinne der Sicherheit wirkende „systematische“ Fehler.

Untersuchen wir, um zu einer Würdigung dieser Fehler oder Sicherheitsfaktoren zu gelangen, diese Rechnungsgrundlagen.

Der Zinsfuß hängt fast vollständig von dem jeweiligen Kapitalmarkt ab, der in seiner Abhängigkeit vom Wirtschaftsleben regellos sowohl in zeitlicher Ausdehnung wie an Intensität sich ändert, er zeigt dadurch für die Gesellschaft nur eine gewisse Konstanz, daß diese nicht spekuliert, sondern ihre Gelder auf lange Zeit hinaus unkündbar zu festen Sätzen anlegt. Hält eine finanzielle Krise längere Zeit an, legt die Gesellschaft also größere Mengen Kapitalien zu einem veränderten Zinsfuß an, so wird diese Krisis des Kapitalmarktes sich nur in sehr abgeschwächter Intensität auf den durchschnittlichen Zinsfuß und zwar langsam und stetig bemerkbar machen, man ist daher in der Lage, die sich hierdurch zeigende Tendenz zum Sinken oder Fallen des durchschnittlichen Zinsfußes genügend früh zu erkennen. Wenn man also einen Zinsfuß als Grundlage wählt, der dem zukünftigen Zinsertragnis möglichst nahe kommt, so wird man diesen zwar zur Dividendenschätzung benützen können, für die Prämie ist aber nur ein solcher zulässig, der die Sicherheit bietet, daß er stets erreicht wird.

Wie verhält es sich nun mit den Sterbenswahrscheinlichkeiten? Diese sind aus dem Sterblichkeitsverlauf der Vergangenheit entstanden. Wenn auch durch die unzulängliche Behandlung der Sterbensmessung, Unmöglichkeit der Berücksichtigung von Störungen, die durch zufällige Kumulierung von Todesfällen entstehen, von Störungen, die auf das Auftreten von Sterblichkeitsursachen mit sehr veränderter Intensität zurückgeführt werden können, durch hypothetische Behandlung der Wanderungen, Unvollkommenheiten der ärztlichen Untersuchung etc. etc., schließlich durch Ungenauigkeit der Beobachtung selbst das Ergebnis mit Fehlern behaftet wird, so ist es doch möglich, diese mit Hilfe der Fehlergesetze und der Ausgleichung auf ein geringeres Maß zu beschränken. Man kann also annehmen, daß die ausgeglichenen Werte die genauen darstellen. Wenn man diese Wahrscheinlichkeiten auf die Zukunft anwendet, so können sie nur zutreffen, wenn die zukünftigen Verhältnisse dieselben sind wie diejenigen, unter denen sie entstanden sind. Ändern sich nun diese Verhältnisse? Die Konstruktion der statistischen Werte erfolgt ohne Unterscheidung, mindestens ohne genügende Unterscheidung der sozialen Lage, worunter wir Beruf, Wohnort, Einkommensverhältnisse, Lebensweise, Familienverhältnisse etc. etc. verstehen. Diese beeinflussen aber in hohem Maße und überdies noch verschiedenartig die Sterblichkeit. Nennt man eine Gruppe von Versicherten, die nahezu gleiche Lebensbedingungen aufweisen, eine Risikengruppe, so kann man sich jeden Versicherungsstock zusammengesetzt denken aus einer Mischung solcher Risikengruppen. Im allgemeinen

nimmt man nun an, daß dieses Mischungsverhältnis konstant ist. Für die nächsten Jahre und bis zu einem gewissen Grade ist man dazu auch berechtigt, denn die Gesellschaften schöpfen ihren Zugang aus bestimmten sozialen Schichten, Berufsgruppen, Provinzen etc. Der Zugang wird daher im allgemeinen eine gewisse Konstanz des oben charakterisierten Mischungsverhältnisses aufweisen, jedoch wird im Laufe der Jahre durch das Eindringen des Versicherungsgedankens in andere Schichten der Bevölkerung, durch Veränderung des Anwerbe-personals, durch Ausdehnung des Versicherungsgeschäfts auf andere Bezirke die Risikomischung eine enorme, wenn auch stetige Änderung erfahren. Andererseits werden, wie in letzter Zeit oft nachgewiesen, die wirtschaftlichen und politischen Verhältnisse der Staaten, der Ausbau sozialer Einrichtungen, die Fortschritte der Hygiene, die Fortschritte der Versicherungsmedizin etc. Änderungen der Sterblichkeit im Gefolge haben.¹⁾ Man wendet daher in der Praxis stets Grundlagen an, die Gewinne abwerfen müssen und zwar mit Recht. Die Gewinne werden hervorgerufen durch die Sicherheitsfaktoren, die selbst bislang jedoch noch keiner Untersuchung unterworfen sind, obwohl gerade eine Durch-arbeitung dieses Gebietes, speziell eine Aufstellung ihrer Grenzen notwendig wäre, da eine zu niedrige Schätzung die Sicherheit der Gesellschaft in Frage stellt, eine zu hohe aber zu unwirtschaftlichen Prämien-sätzen führt.

Wenn man bei einem effektiven Zinsgewinn von 4 bis 4.25%, mit einem Zinsfuß von $3-3\frac{1}{2}\%$ als Rechnungsgrundlage operiert, so springt ja der Sicherheitsfaktor sofort auch in seiner Größe in die Augen. Er scheint uns aber doch für unsere 20- bis 30jährige Dauer der Verträge zu hoch gegriffen zu sein, jedenfalls als Sicherheitsfaktor. Was die Sterbenswahrscheinlichkeiten anbelangt, so wollen wir versuchen, in Anlehnung an die Grundlagen der alten Leipziger zu einer Würdigung dieser Sicherheitsfaktoren zu gelangen.²⁾ Wenn auch die Tafel LM aus dem eigenen Material der Gesellschaft hergeleitet ist — solche Sterblichkeitstabellen kommen ja nur für eine exakte Berechnung in Frage — so ist doch das Material früherer Zugangs- respektive früherer Geschäftsperioden mit einbezogen worden, so daß bei der jetzigen Tendenz des Sterblichkeitsverlaufes diese Tafel nach dem eigenen Urteil *Höckners* einen Sterblichkeitsgewinn von mindestens 20% ergeben wird, da ja die letzte Zugangsperiode schon einen solchen von 19%

¹⁾ Dies wird bestätigt durch einen Vergleich der neueren Sterblichkeits-tafeln mit älteren. Vergl. u. a. A. Abel, Der Rückgang der Sterblichkeit etc., G. v. Mayrs Allg. Stat. Archiv. Bd. VI, 2. Hlbbd., S. 145.

²⁾ Höckner. Änderung der Rechnungsgrundlagen, 1907.

zeigt.¹⁾ Die Schätzung dieses Sterblichkeitsgewinnes bildet u. a. die Grundlage für die Beurteilung der zukünftigen Dividenden. Sollen die Dividenden jedoch noch schärfer bewertet werden, so müßte neben dieser rohen Schätzung noch weiter gegangen werden. Wenn *Höckner* in Anlehnung an die durch die Tafel LM gegebenen Wahrscheinlichkeiten unter Berücksichtigung der augenblicklich fallenden Tendenz der Sterblichkeit eine Tafel aufgestellt hätte, so wäre das Resultat eine solche Tafel, die aller Voraussicht in Zukunft keine Gewinne abwerfen wird, die man zwar nicht zur Grundlage der Prämienberechnung benützen kann, die man jedoch für eine voraussichtliche Nettokostenaufstellung, d. h. für eine Dividendenberechnung wählen kann und auch wählen muß, falls man die Dividenden überhaupt exakt einschätzen will. Eine solche Tafel würde so scharf, wie es irgend möglich ist, die zukünftigen Sterblichkeitsverhältnisse erfassen. Wir müssen den *Engelbrechtschen* Ansichten²⁾ über die Schätzung zukünftiger Sterblichkeitsverhältnisse vollauf beipflichten und verweisen infolgedessen auf seine Ausführungen. Ob jedoch, wie *Engelbrecht* annimmt, eine solche Tafel zur Grundlage der Deckungskapitalsberechnung gewählt werden kann, erscheint uns, wie wir später noch näher ausführen werden, zum mindesten sehr bedenklich. Die Aufstellung einer solchen Tafel ist aber auch noch aus anderen Gründen unbedingt notwendig. Ganz abgesehen davon, daß für Dividendenschätzungen eine solche Schätzung zukünftiger Verhältnisse unbedingt notwendig ist, kann sehr leicht eine solche Frage für die Lebensversicherung akut werden, ja, dieselbe ist es augenblicklich schon. Solange eine fallende Tendenz der Sterblichkeit vorhanden ist, kann man getrost die aus früherem Material abgeleiteten Wahrscheinlichkeiten für Todesfallversicherung benützen, da ja die kommende Periode in Bezug auf die Sterblichkeit günstiger gestellt ist. Wie ist es aber, wenn der Fall eintritt, daß unsere die Sterblichkeit hindernden Kulturfortschritte aufgewogen werden durch die Faktoren, welche die Sterblichkeit ungünstig beeinflussen, wenn diese letzteren die Oberhand gewinnen und man damit rechnen muß, daß die nächste Geschäftsperiode eine höhere Sterblichkeit zeigt? Ist man dann nicht genötigt, die Steigerung der Sterblichkeit schätzungsweise in Rechnung zu stellen? Jedoch, wir brauchen gar nicht an ein eventuelles Steigen der Sterblichkeit zu denken; akut ist diese Frage schon für Erlebensfallversicherungen, für die die fallende Tendenz der Sterblichkeit ein ungünstiges Moment ist, das zu beachten man sehr oft vergessen hat. Weshalb haben die meisten deutschen Lebensversicherungsgesellschaften

¹⁾ *Höckner*, a. a. O. S. 151.

²⁾ *Engelbrecht*, Das Deckungskapital in der Lebensversicherung. Bd. VII, 1907 der Zeitschrift f. d. ges. Vers.-Wiss. S. 938 ff.

mit ihren Renten- und Erlebensfallversicherungen ein großes Fiasko erlebt? Ein Grund ist jedenfalls der, daß sie die fallende Tendenz der Sterblichkeit nicht berücksichtigt haben. Erst in neuerer Zeit ist auf die Notwendigkeit hingewiesen, dem Einfluß der Beobachtungsdauer für Rentenversicherung Rechnung zu tragen.¹⁾

Als Resultat unserer Betrachtungen müssen wir mithin die Notwendigkeit postulieren, die Wahrscheinlichkeiten, die in Zukunft Anwendung finden sollen, mit Berücksichtigung der zukünftigen Änderungen, soweit es a priori möglich ist, „zu schätzen“.

Wenn wir jedoch solche Tafeln benützen, so müssen wir uns immer bewußt sein, daß sie, auf Schätzung beruhend, nicht sicherlich ausreichend sein werden, daß man von Ihnen nur annehmen kann, daß sie für die nächsten Jahre die Sterblichkeit genau angeben, daß aber nach einigen Jahren die Schätzung der zukünftigen Wahrscheinlichkeiten eine ganz andere sein kann. Wir können daher nicht ohne weiteres die auf der Basis dieser „variablen“ Grundlagen aufgebauten Größen ebenso definieren, wie diejenigen, die auf konstanten Rechnungsgrundlagen entstanden sind. Man muß bei den Definitionen die Änderungsmöglichkeit in Rücksicht ziehen.

Da alle Werte, die auf diesen variablen Grundlagen aufgebaut sind, in dieser Variabilität gerade ausreichend für den Zweck sind, für den sie bestimmt sind, so wollen wir dieselben mit „gerade ausreichend“ bezeichnen, im Gegensatze zu den auf den konstanten, sicher zutreffenden Grundlagen aufgebauten „sicher ausreichenden“ Werten.

Nun berücksichtigen die so geschätzten, gerade ausreichenden Werte nicht allein die Änderung der Wahrscheinlichkeiten durch den Einfluß allgemein wirkender Kräfte, sondern dieselben sind auch entstanden unter dem Einfluß des freiwilligen Rücktritts (Antiselektion). Wenn man jedoch die Sterbenswahrscheinlichkeit der Ausscheidenden kennt, so kann man mit Hilfe der Stornoquotienten die Wahrscheinlichkeiten für einen Stock errechnen, respektive schätzen, der ein Gemisch von den treuen Versicherten und von solchen darstellt, die das freiwillige Rücktrittsrecht in Anspruch genommen haben.

Wir überlassen es nun den statistischen Untersuchungen festzustellen, welche Wahrscheinlichkeiten diesen Ausscheidenden zuzumessen und unter welchen Bedingungen dieselben gültig sind. Wir setzen dieselben als bekannt voraus und bezeichnen sie mit w_s . Die unter dem Einfluß der Antiselektion entstandenen Wahrscheinlichkeiten

¹⁾ Helm: Die Feststellung von Rententariifen unter Berücksichtigung des allmählichen Rückgangs der Sterblichkeit, Zeitschrift für die ges. Vers.-Wiss. W. V. S. 479, 1935.

bezeichnen wir mit w^1 , während wir die aus beiden durch Rechnung und Schätzung gefundenen Wahrscheinlichkeiten für den ganzen Zugang, ganz gleichgültig, ob dieselben ausscheiden oder nicht, mit w bezeichnen. Wir basieren nun alle Berechnungen auf die Größen w^s und w . Wir wählen die Größe w , weil die Wahrscheinlichkeiten w^s abhängig sind von dem Stornoquotienten, sich also zur Grundlage einer rein theoretischen Untersuchung infolge der Abhängigkeit der Stornoquotienten von den jeweiligen wirtschaftlichen Verhältnissen etc. nicht eignen.

Als Bedingung einer exakten Berechnung ist daher anzusehen:

1. eine Schätzung der voraussichtlich gerade ausreichenden Grundlagen für alle am Schluß eines Jahres Versicherten, gleichgültig, ob sie den Vertrag durchhalten oder nicht;¹⁾

2. Eine Schätzung der Sterbenswahrscheinlichkeit der zu diesem Zeitpunkt Ausscheidenden.

Diese Bedingungen, die wir zur Aufstellung einer exakten Formel benötigen, sind als Ideale anzusehen, speziell insofern, als sie nur schätzungsweise festgestellt werden können. Je besser es gelingt, dieselben zu erfassen, desto unwillkürlicher wird die Bestimmung des Rückkaufswertes sein. Wir wollen aber nicht verhehlen, daß wir der Ansicht sind, daß die Bestimmung des Rückkaufswertes infolge dieser Bedingungen stets eine große Willkürlichkeit in sich tragen wird.

Wir stellen uns nun die Aufgabe, eine Formel aufzustellen für die Berechnung des Rückkaufswertes, wenn außer den rechnungsmäßigen Grundlagen der Gesellschaft und deren Rechnungsgrößen die Wahrscheinlichkeiten w , w^s und der wahrscheinlich zukünftige Zinsfuß bekannt sind.

Es handelt sich also nicht um die rechnerische Bewertung des Rückkaufswertes, sondern nur um die theoretische Formulierung des exakten Rücktrittswertes.

B. Formulierung des Rückkaufswertes.

I. Die bisherigen Versuche zur Lösung dieser Frage und die Kritik derselben.

Ehe wir an unsere Aufgabe, eine Formel für den Rückkaufswert aufzustellen, herantreten, wollen wir uns einen Überblick verschaffen über die Versuche, die unternommen sind, unsere aufgeworfenen Fragen

¹⁾ Wenn wir den Rücktritt nur am Ende einer Versicherungsperiode gestatten, wie das V. V. G. bestimmt, so hat man natürlich für die Schätzung dieser Grundlagen die am Ende dieser Periode Ausscheidenden, für die dann gerade der Rückkaufswert zu berechnen ist, mit einzuschließen.

zu beantworten. Hieran wollen wir eine Kritik derselben in Bezug auf die Formulierung der Frage knüpfen.

Die Frage nach dem Rücktrittsrecht hat nur *Engelbrecht* vom technischen Standpunkte aus behandelt.¹⁾ Er kommt jedoch zur Lösung dieser Frage erst, nachdem er auf juristischer Basis eine Bewertung des freiwilligen Rücktritts vorgenommen hat. Sein Kriterium stimmt mit dem von uns aufgestellten überein. Die übrigen Autoren gehen ohne weiteres von der Annahme eines freien Rücktrittsrechtes aus.

Bei allen Autoren tritt das Bestreben zutage, unserem oben aufgestellten Grundsatz, nach dem der Austritt abhängig zu machen ist von dem Ersatze des anzurichtenden Schadens, gerecht zu werden, ohne daß jedoch dieser immer zum Ausdruck gelangt. Wenn er in irgend einer Form ausgesprochen ist, so fehlt es an einer technischen Begründung; begründet wird er im allgemeinen nur aus dem wirtschaftlichen Charakter des Lebensversicherungsvertrages. Im allgemeinen kann man von allen Untersuchungen sagen, daß sie bestrebt sind, möglichst eine praktische Formel zu finden, die direkt angewandt werden kann, ein Bestreben, das bei dieser schwierigen Frage natürlich erst durch langwierige Untersuchungen von Erfolg gekrönt sein wird. Man hat daher im Hinblick auf die praktische Anwendung die Rückkaufsfähigkeit von Erlebensfallversicherungen von vornherein ausgeschlossen mit dem Hinweis darauf, daß die Reserve solcher Versicherungen nicht nur aus den Prämienteilen der Ausscheidenden allein sich bildet, sondern auch aus den durch das Ableben der Mitversicherten frei werdenden Reserven (Anheimfallquoten), daß die Reserven der Ausscheidenden ja ihrerseits im Falle des Ablebens auch zur Erhöhung der Reserven der Mitversicherten benützt werden muß, daß mit anderen Worten die Reserve einer Erlebensfallversicherung zur Deckung aller Schadenfälle notwendig sei, während bei der Todesfallversicherung nur die Deckung des riskierten Kapitals (Versicherungssumme abzüglich Reserve) aus den Prämienteilen (Risikoprämie) der Mitversicherten als Schadenfall zu betrachten sei. Man hat daher die meisten Theorien nur in Hinsicht auf die Anwendbarkeit für Todesfallversicherungen entwickelt und zwar hat man von diesen speziell diejenigen in Betracht gezogen, bei denen die Auszahlung der Versicherungssumme gewiß ist. Eine Ausnahme macht die *Engelbrechtsche* Abhandlung.

Unser oben aufgestellter Grundsatz kommt am deutlichsten zum Ausdruck in den Theorien, die von der rechnungsmäßigen Prämienreserve ausgehen und dann durch einen Abzug den Schaden rechnungsweise in Rechnung stellen. Wenn von einigen Schriftstellern ein

¹⁾ *Engelbrecht*. Die rechtliche und technische Natur des Rückkaufs in der Lebensversicherung. Assek.-Jahrbuch, XXIX. 1908.

Abzug von einem gewissen Prozentsatz der Versicherungssumme vorgeschlagen wird,¹⁾ so kann dies nur im Hinblick auf die praktische Einfachheit erfolgt sein, denn ein innerer Zusammenhang zwischen dem Schaden, der durch den Austritt hervorgerufen wird und dem gleichbleibenden Prozentsatz der Versicherungssumme ist wohl nicht vorhanden. Ebenso unexakt ist wohl die Art der Bestimmung der abzugfähigen Größe, wenn man den gegenwärtigen Wert eines jährlich in Rechnung zu stellenden bestimmten Prozentsatzes der Versicherungssumme zugrunde legt. Auch *Landré's* Vorschlag,²⁾ den Abzug von der gleichbleibenden Jahresprämie abhängig zu lassen, oder die heute in der Praxis fast allgemein übliche Methode als Abzug einen gegen Ende der Versicherung fallenden Prozentsatz der Prämienreserve zu verwenden, kann wohl keinen genauen Maßstab für den entstehenden Schaden abgeben, zumal die Sätze auf ganz subjektiven Schätzungen beruhen. Etwas anderes ist es, wenn man als abzugsfähig einen Teil der zukünftigen Risikoprämien in Betracht zieht, denn in diesem Falle ist der Abzug im Zusammenhang gebracht mit den eventuellen Einbußen zukünftiger Schadendeckungsmittel. Während nun *Elizur Wright*³⁾ glaubt, einen gewissen Prozentsatz des Barwertes der zukünftigen Risikoprämien (Insurance value) als richtig ansehen zu dürfen, halten *J. de Jong*⁴⁾ und *Schönwiese*⁵⁾ beide unabhängig von einander, den Abzug einer Anzahl der zukünftigen Risikoprämien für hinreichend. Die *Wright'sche* Anschauung ist den Gesetzesbestimmungen von *Massachusetts* zugrunde gelegt, die einen achtprozentigen Abzug festlegen. Für gemischte Versicherungen wurde später dieser Abzug, der nur im Hinblick darauf geschätzt war, daß damals fast ausschließlich lebenslängliche Todesfallversicherungen abgeschlossen wurden, derart erhöht, daß für solche Polizzen noch ein Abzug von 5% des auf Grund des obigen Satzes berechneten Wertes gestattet wurde. *J. de Jong* und *Schönwiese* gehen von dem Standpunkte aus, daß ein Versicherter nur austritt, wenn er die Überzeugung hat, daß sein Tod in den nächsten Jahren nicht eintreten wird. Für diese Zeit, für welche durch diese Selbstprognose die Lebenswahrscheinlichkeit fast zur Gewißheit gesteigert wird, halten sie die Risikoprämie für abzugsfähig. Durch

¹⁾ U. a. *Roelli*, Zeitschrift für das gesamte Versicherungswesen, Bd. III cf. die ersten Entwürfe des Deutschen sowohl wie des Schweizerischen Versicherungsvertrags-Gesetzes.

²⁾ *Landré*, Technische Kapitel zur Lebensversicherung, 3. Aufl. 1905, S. 390 ff.

³⁾ *Wright*, Savings Bank Life Insurance, Boston 1872.

⁴⁾ *P. de Jong*, De Verzekeringsbode, 1894.

⁵⁾ *Schönwiese*, Neue Grundlinien für die Bestimmung des Rückkaufswertes, Annalen des gesamten Versicherungswesens, 37. Jahrg., Heft I u. II. 1906.

eine Umformung dieser so gefundenen Formel kommt *Schönwiese* auf eine schon von *Höckner*¹⁾ vorgeschlagene Berechnungsweise, die in seiner eigenen Fassung lautet: „Diskontiere das allgemeine Deckungskapital von dem Ende der als Minimum angenommenen fernerer Lebensdauer und vermindere es um den kapitalisierten Wert der während dieser fernerer Mindestdauer zahlbaren Jahresprämie.“ *Höckner* ist auf diese Bestimmung geführt durch Überlegungen, die er in einer Serie von Abhandlungen in der *Neumannschen* Zeitschrift veröffentlicht hat, speziell durch die Überlegung, daß man den Rückkaufswert in gewisse Grenzen einschalten kann. Als obere Grenze bezeichnet es das wahre Deckungskapital, als untere den Minimalwert der Versicherung, d. h. denjenigen Wert, der sich ergibt, wenn man annimmt, daß der Versicherte den Endtermin der Versicherung erlebt. Daß innerhalb dieser Grenze der Rückkaufswert liegt, ist wohl nicht zu bestreiten, doch wird, wenn man den wahren Wert durch ein Teilverhältnis (das arithmetische Mittel oder dergl.) festlegen soll, ebenso wie bei der Festlegung der Konstanten von *Schönwiese*, *Höckner* und *Wright* dem „Schätzen“ ein zu großer Spielraum gelassen.

Der Minimalwert²⁾ ist die subjektive Prämienreserve eines Versicherten, der den Endtermin der Versicherung erlebt. Legt man den zukünftigen Lebensaussichten der Ausscheidenden eine Hypothese zugrunde, so gelangt man zu Reserven, die besser mit dem Ausdruck subjektive Prämienreserven bezeichnet werden können; dazu möchten wir bemerken, daß die oben angeführten Theorien von *Schönwiese*, *Höckner* und *Wright* im Grunde genommen auch nichts anderes sind als solche subjektive Reserven, wenn sie auch in der Form nicht so erscheinen. Man braucht jedoch nur die auf Grund der diesen Abhandlungen eigentümlichen Hypothesen aufgestellten Lebensaussichten berechnete subjektive Prämienreserve umzumodeln, so gelangt man zu den von diesen Autoren hergestellten Formeln. Auf der Basis reiner subjektiver Reserveberechnungen haben *Fulford*³⁾, *Lundgreen-Amthor*⁴⁾,

1) *Höckner*, Zeitschrift für das gesamte Versicherungswesen (*Neumann*) 1905. Nr. 34. Die Abfindung der vorzeitig aus der Lebensversicherung ausscheidenden Mitglieder mittels des Rückkaufswertes. Nr. 44. Deckungskapital (Prämienreserve), Minimalwert und Rückkaufswert einer Lebensversicherungs-Polize. Nr. 46. Der Rückkauf als erhöhter Minimalwert der Lebensversicherungs-Polize.

2) *Schönwiese*. Über den Rückkauf einer Lebensversicherungs-Polize. Österr. Vers.-Ztg., XXIII. Jahrg. 1896.

3) *Fulford*, On surrender value and the principles, which underlie their calculation, 1900, Journal of institute of actuaries, Vol. XXXV, S. 199.

4) *Lundgreen-Amthor*, Zur Theorie des Rückkaufswertes. Österr. Vers.-Ztg., XXV. Jahrg. 1898, S. 117 u. 269.

*Altenburger*¹⁾, *Höckner*²⁾ und *Karup*³⁾ den Rückkaufswert festzustellen versucht. Man stellt den Grundsatz auf, daß der Versicherte, sobald er aus der Gesamtheit ausscheidet, nur im Rahmen der Ausgeschiedenen betrachtet werden kann, daß daher als Reservebestimmung eine Berechnung erfolgen muß, auf Grund einer Sterblichkeitstafel der Ausgeschiedenen, wobei man in Berücksichtigung zu ziehen hat, daß die vertragliche Prämie respektive die vertragliche Nettoprämie gezahlt wird.

In ganz anderer Richtung sucht *Engelbrecht*⁴⁾ die Lösung der Frage. Er kommt schließlich auch zu einer subjektiven Prämienreserve, die aber durch scharfe Erfassung der in Rechnung zu ziehenden Prämie eine weit exaktere Bewertung ergibt, als die oben angeführten Theorien. Er geht von der juristischen Natur des Lebensversicherungsvertrages aus und läßt das freie Rücktrittsrecht durch eine besondere Vereinbarung entstehen, nach der sich beide, Versicherer und Versicherte, verpflichten, ihre Verpflichtungen zurückzukaufen, falls der Rücktritt von dem laufenden Vertrage von seiten des Versicherten verlangt wird. Demgemäß bestimmt er als Rückkaufswert die Differenz zwischen den Barwerten der Versicherungssumme nebst den zukünftigen Verwaltungskosten (Verpflichtungen des Versicherers = Rechte des Versicherten) und der zukünftigen Prämien (Verpflichtungen des Versicherten = Rechte des Versicherers). Da dieser Rückkauf ein Versicherungsgeschäft ist, so sind gewisse Annahmen der Grundlagen unerläßlich. Man kommt also bei Abstraktion von Verwaltungskosten zu einer subjektiven Prämienreserve. Der große Fortschritt, den die *Engelbrechtsche* Theorie bringt, ist aber nun der, daß sie nur für einwandfrei für Versicherungen ohne Gewinnanteil gehalten werden soll, sobald die vertragliche Prämie zugrunde gelegt wird, daß man jedoch als zukünftige Prämien bei Versicherungen mit Gewinnanteil die zu zahlenden Barprämien (Tarifprämien abzüglich Dividenden) in Rechnung zu stellen hat. Infolge der Unsicherheit der Dividenden ist seiner Meinung nach die Bestimmung des Rückkaufswertes „bis zu einem gewissen Grade willkürlich“, eine Ansicht, zu der wir ja auch bei unseren Untersuchungen über die Bedingungen einer exakten Berechnung gekommen sind. *Engelbrecht* ist übrigens auch der einzige,

¹⁾ *Altenburger*, Die Theorie des Polizzenrückkaufs in der Lebensversicherung. Österr. Vers.-Ztg., XXVII. Jahrg. 1900, S. 1, 13 u. 19.

²⁾ *Höckner*, Änderung der Rechnungsgrundlagen, 1907, S. 88 f.

³⁾ *Karup*, Reform des Rechnungswesens der Gothaer Bank.

⁴⁾ *Engelbrecht*, Die rechtliche und technische Natur des Rückkaufs in der Lebensversicherung, Ass.-Jahrb. XXIX. 1908.

der seine Überlegungen auch auf die Rückkaufsfähigkeit von Erlebensfallversicherungen ausgedehnt hat.¹⁾

Die Formeln von *de Jong* und *Schönwiese* lassen sich, wie wir schon bemerkten, in die zuerst erwähnte Formel *Höckners* überführen. Wenn wir das Deckungskapital respektive die Prämienreserve am Ende des $m-1$ -ten Versicherungsjahres eines dereinst als x -jährig Versicherten mit ${}_{m-1}V$, die gezahlte Nettoprämie mit P , die Risikoprämie, die er als $x+m$ -jähriger zu zahlen hat, mit π_{x+m} und den Diskontierungsfaktor mit ν bezeichnen, so ist der Rückkaufswert X von *J. de Jong-Schönwiese* unter Zugrundelegung von u Risikoprämien

$$X = {}_{m-1}V - (\pi_{x+u} + \pi_{x+u+1} \cdot \nu + \pi_{x+u+2} \cdot \nu^2 + \dots + \pi_{x+m+u+1} \cdot \nu^{u-1}).$$

Unter Berücksichtigung der Beziehung

$$\pi_{x+m} = {}_{m-1}V + P - \nu \cdot {}_mV$$

geht diese Gleichung über in

$$X = {}_{m+u-1}V \cdot \nu^u - P(1 + \nu + \nu^2 + \nu^3 + \dots + \nu^{u-1}),$$

$$X = {}_{m+u-1}V \cdot \nu^u - P \cdot a_{\overline{u}}$$

die Formel, die *Schönwiese* und *Höckner* vorgeschlagen haben. Nun ist

$${}_{m+u-1}V = A_{x+m+u} - P \cdot a_{x+m+u}, \text{ mithin ist}$$

$$X = (A_{x+m+u} \cdot \nu^u) - P(a_{\overline{u}} + \nu^u \cdot a_{x+m+u}).$$

Die Klammerausdrücke sind aber Versicherungswerte, die auf Grund einer Sterblichkeitstafel berechnet werden, deren Sterbenswahrscheinlichkeiten u Jahre hindurch gleich Null sind, eine Hypothese, die den obigen Formeln zugrunde gelegt ist. Man hat es also mit einer rein subjektiven Reserve zu tun. Ebenso ist die *Wrightsche* Formel leicht auf eine subjektive Reserveformel zurückzuführen.

Wir haben es mithin durchgängig mit subjektiven Reserven als Rückkaufsformeln zu tun.

Mit Ausnahme von *Engelbrecht* beantwortet aber keiner die Frage, ob denn überhaupt die Aufstellung einer subjektiven Reserve nach den gewöhnlichen Formeln möglich ist. *Altenburger*²⁾ beantwortet die Frage,

¹⁾ Die Überlegungen, ob eine Versicherung überhaupt rückkaufsfähig ist, respektive ob ein Rücktritt auf irgend einer Basis erfolgen kann, ist eine Frage der Versicherungsstatistik, nicht der Versicherungsmathematik.

²⁾ *Altenburger*, a. a. O. S. 1.

ob „es zulässig ist, die zur Berechnung der Prämienreserve eines Versicherungsstockes angewandte Methode und die hierbei verwendeten Grund- und Hilfszahlen auf eine einzelne Versicherung anzuwenden und die durch diese Rechnung resultierenden Ziffern als individuelle Prämienreserve dieser einzelnen Versicherungen zu betrachten“, mit Nein, jedoch erklärt er dieselben nur aus der Verschiedenheit der Lebensansichten für nicht anwendbar, wodurch seine Untersuchung schließlich doch zu einer rein subjektiven Reserve nach der üblichen Berechnungsart führt. Die *Engelbrechtsche* Arbeit bringt einen großen Fortschritt zur weiteren Lösung der Rückkaufsfrage dadurch, daß sie diese subjektiven Reserven nur für Versicherungen ohne Gewinn zuzulässig erklärt. Wenn man — *Engelbrecht* kommt zu diesem Resultat auf juristischer Basis — den Versicherungen ohne Gewinnanteil einen reinen Glücksspiel-Charakter, was von juristischer Seite aus betrachtet in diesem Falle zulässig erscheint, beilegt, so ist die Zulässigkeit durch das klassische Teilungsproblem der Wahrscheinlichkeitstheorie bewiesen. Ist dann aber eine Versicherung *ohne* Gewinn wirklich ein Glücksspiel? Wir müssen entschieden bestreiten, daß von rein technischer Seite den Versicherungen ohne Gewinnanteil ein Glücksspiel-Charakter zugesprochen werden darf. Aus dem Wesen der Versicherung entspringt eine *gewinnberechtigte* Versicherung. Auch die Versicherung ohne Gewinn ist, wenn man sie rein wissenschaftlich betrachtet, eine *gewinnberechtigte*, wenn ihre Gewinne auch sehr niedrig sind und ihre Sicherheitsfaktoren derart gering sind, daß die Gewinne sich sehr leicht in Verluste umwandeln können.

Ohne daß es ausgesprochen ist, fordert *Engelbrecht* durch die Einschränkung dieser Berechnungsmethode auf Versicherungen ohne Gewinn und durch die Berücksichtigung der Dividenden bei den *gewinnberechtigten* Versicherungen als Voraussetzung der exakten Rückkaufsbewertung eine scharfe Erfassung der tatsächlichen Verhältnisse, eine Voraussetzung, die wir aus dem technischen Wesen des Rücktrittsrechtes abgeleitet haben. Wenn er, um dieser Grundbedingung gerecht zu werden, für *gewinnberechtigte* Versicherungen als in Rechnung zu ziehende Prämien die Barprämien einstellt, so glauben wir, daß dies in Hinsicht auf die Eigenart und die Verschiedenartigkeit der Dividendensysteme und in Hinsicht auf die tendenziösen Entstellungen der heutigen Dividendenaussichten nicht zu einer scharfen Bewertung ausreicht. Die *Engelbrechtsche* Abhandlung enthält also, wenn sie die bislang aufgestellten Theorien auch nicht berücksichtigt, in der Art ihrer Schlußfolgerungen die Kritik der bisherigen Versuche.

Auf diesem Wege sind wir weitergegangen und haben versucht,

durch eine scharfe Erfassung der Versicherungsverhältnisse der Lösung der Rückkaufsfrage einen Schritt näher zu kommen.¹⁾

II. Beiträge zur Prämienreserve-Theorie.

Wie wir erläutert haben, sind die Grundlagen, auf denen die Tarifnettoprämien berechnet werden, mit Recht solche, die so gewählt sind, daß sie aller Voraussicht nach stets ausreichen werden. Wenn man auf diesen Grundlagen die Prämienreserve respektive das Deckungskapital²⁾ berechnet, so muß diese dahin definiert werden, daß man in ihr den Fonds erblickt, der zusammen mit den zukünftigen Tarifnettoprämien *sicher* ausreicht, um die Verpflichtungen der Gesellschaft zu decken; „sicher“ in dem Sinne, daß nach menschlichem Ermessen ein Nichtausreichen der zur Verfügung stehenden Mittel fast unmöglich erscheint.

Ganz anders muß aber die Gestaltung der Berechnungen und die Definierung der technischen Größen erfolgen, wenn man von diesen Sicherheitsfaktoren absieht. Wenn man die Sterblichkeits- und Zinsverhältnisse der Zukunft auf Grund der statistischen Ergebnisse der jüngsten Vergangenheit und unter Berücksichtigung der herrschenden Tendenzen schätzt, so wird man, wie wir schon oben bemerkten, zwar nicht sonderlich solchen Grundsätzen trauen dürfen, da man für die Gestaltung der voraussichtlichen Änderungen nur sehr wenig Anhaltspunkt hat, man wird aber diesen Grundlagen wenigstens das Zugeständnis machen können, daß sie in den nächsten Jahren mit einer sehr großen Wahrscheinlichkeit zutreffen, daß jedoch die Unsicherheit

¹⁾ Zur Ergänzung der Literatur seien erwähnt: *Goldschmidt* und *Jozt*, Referate, Veröffentlichungen des Deutschen Vereins für Ver.-W. Heft I, Jan. 1903. Außerdem: *Knipfmacher*, Assek.-Jahrb. XIII; *Michalczyk*, Österr. Vers.-Ztg. XXXIII. 1906, S. 353, 341 und 347; *Jac. M. Vas Dias*, Assek.-Jahrb., XXV., 1904.

²⁾ Im wesentlichen ist der Unterschied beider nur entstanden durch die verschiedenartige Betonung des Charakters dieses Fonds. Wenn man ausschließlich auf die Entstehungsweise Rücksicht nehmen will, so ist die Bezeichnung Prämienreserve die richtige, andererseits muß man den Fonds als Deckungskapital bezeichnen, wenn man seinen Zweck betonen will. *Höckner* hat nun beide Ausdrücke derart definiert, daß technisch verschiedene Größen entstehen. Unserer Meinung nach sollte man versuchen, die Definition dieser Reserve derart auszubauen, daß man keinen Gegensatz zwischen dem Zweck dieser Reserve und ihrer Entstehung künstlich konstruiert, sondern unter Wahrung des Deckungscharakters auch ihrer Entstehung gerecht wird. Diesem Grundsatz ist die *Engelbrechtsche* Prämienreserve-Theorie, obwohl wir dieselbe als nicht ganz korrekt ansehen können (Vgl. S. 107 f.), vollauf gerecht geworden. (Vgl. *Höckner*, und die Bedeutung des Deckungskapitals für den Lebensversicherungsbetrieb, Zeitschrift für die ges. Vers.-Wiss., Bd. V, S. 511 (1905).

ihres Zutreffens größer wird, je ferner die Zeit liegt, in der sie Verwendung finden sollen. Wenn man für eine Versicherung am Anfang des ersten Versicherungsjahres diese Grundlagen als Basis der Prämienberechnung benützt, so muß die Prämie ${}^{(1)}P$ definiert werden als die Größen, die gerade ausreichen, um die Verpflichtungen der Gesellschaft zu decken, falls die Schätzungen eintreffen. Sind diese Schätzungen mit Sorgfalt erfolgt, so werden sie sicher für die nächsten Jahre zutreffen. Wir nehmen, um zu allgemeinen Grundsätzen zu gelangen, an, daß diese Grundlagen am Anfang eines jeden Jahres eine Änderung erfahren. Wir nehmen also an, daß während des ersten Versicherungsjahres die Grundlagen zutreffen, daß mithin die auf der Basis dieser Grundlagen berechnete Risikoprämie gerade ausreichend ist. Am Ende des Jahres ist dann die aufgezinste Reserveprämie erübrigt, die zusammen mit den Prämien ${}^{(1)}P$ die Verpflichtungen gerade decken wird, falls die Grundlagen zutreffend bleiben. Die aufgezinste Reserveprämie ist also einerseits die aus der Prämie des ersten Versicherungsjahres erübrigte Summe, andererseits aber auch das ceteris paribus gerade ausreichende Deckungskapital für die Verpflichtungen der Gesellschaft. Am Ende des Jahres ist also das Deckungskapital ${}_1V$ vorhanden. Da nun einerseits wegen des Zutreffens der Grundlagen aus der Prämie ${}^{(1)}P$ keine Überschüsse erzielt werden und da andererseits die Geschäftsführung diese für das erste Jahr richtig berechneten technischen Größen schon in der ersten Bilanz benützt hat, so ist eine Änderung derselben nicht nur nicht mehr möglich, sondern aus der Berechnung des ersten Jahres müssen sogar diese Größen resultieren, falls man anstrebt, die Versicherungsverhältnisse scharf zu erfassen.

Wir haben also am Anfang des zweiten Versicherungsjahres das Deckungskapital ${}_1V$ zur Verfügung, dessen Bestimmung es nun ist, zusammen mit den zukünftigen Prämien gemäß der vom Anfang des zweiten Jahres ab festgestellten gerade ausreichenden Grundlagen die Verpflichtungen der Gesellschaft gerade zu decken. Eine Folge der Änderung der Grundlagen in diesem Jahre ist aber die Notwendigkeit, die zukünftigen gerade ausreichenden Prämien einer Änderung zu unterziehen derart, daß sie zusammen mit dem Deckungskapital ${}_1V$ gerade ausreichen, da ja das Deckungskapital selbst eine Größe ist, deren Wert nicht mehr geändert werden kann. Die veränderten Prämien vom zweiten Jahre ab sind mithin so zu bestimmen, daß sie zusammen mit dem vorhandenen Deckungskapital gerade ausreichen, um dem jetzigen Schätzungsergebnis der Gesellschaft Genüge zu leisten. Ist die vom Anfang des zweiten Jahres gerade ausreichende einmalige Prämie ${}^{(2)}A_{x+1}$, so ist die vom zweiten Jahre ab in Rechnung zu stellende gerade ausreichende Prämie

$${}^2P = \frac{{}^{(2)}A_{x+1} - {}_1V}{{}^{(2)}a_{x+1}}$$

Das Deckungskapital ${}_2V$ am Ende des zweiten Jahres berechnet sich dann entweder als die Differenz der einmaligen Prämie und des Barwertes der vom zweiten Jahre ab zu geltenden gerade ausreichenden Prämien oder als die Summe aus dem verzinnten Deckungskapital ${}_1V$ und der in dem Jahre restierenden Reserveprämie — die Größen, die nicht aus dem Vorjahre stammen, berechnet auf der Basis der vom zweiten Jahre ab geltenden Rechnungsgrundlagen — mithin ist

$${}_2V = {}^{(2)}A_{x+2} - {}^2P \cdot {}^{(2)}a_{x+2}$$

u. s. w.

So ist zum Beispiel am Anfang des $m+1$ -ten Versicherungsjahres das Deckungskapital ${}_mV$ vorhanden, die vom $m+1$ -ten Jahre in Rechnung zu stellende gerade ausreichende Prämie ist

$${}^{(m+1)}P = \frac{{}^{(m+1)}A_{x+m} - {}_mV}{{}^{(m+1)}a_{x+m}}$$

und das am Ende sich ergebende gerade ausreichende Deckungskapital

$${}_{m+1}V = {}^{(m+1)}A_{x+m+1} - {}^{(m+1)}P \cdot {}^{(m+1)}a_{x+m+1}.$$

Man erreicht so eine scharfe Anpassung an die tatsächlichen Verhältnisse, denn da die Grundlagen infolge ihrer Variabilität sich eng an die jeweiligen wirklichen Verhältnisse anschließen, kann aus diesen Berechnungen, abgesehen von dem Moment der Zufälligkeit, das einer gesonderten Behandlung bedarf, kein Gewinn resultieren.

Wir definieren also die vom m -ten Versicherungsjahre an geltenden gerade ausreichenden Prämien ${}^{(m)}P$ als die analog der vertraglichen in Rechnung zu stellenden Prämien, die zusammen mit dem vorhandenen Deckungskapital ${}_{m-1}V$ ausreichen, um die Verpflichtungen der Gesellschaft gerade zu decken, falls der Verlauf den Schätzungen gemäß erfolgt.

Das gerade ausreichende Deckungskapital ${}_mV$ am Ende des m -ten Versicherungsjahres ist einerseits die Differenz der gerade ausreichenden einmaligen Prämie und des Barwertes, der vom m -ten Versicherungsjahr ab geltenden Prämien, andererseits die Summe der aufgezinnten gerade ausreichenden Reserveprämien der verflossenen Versicherungsperiode. Dadurch ist eine Berechnung erfolgt, die der Entstehung der Prämienreserve vollauf Genüge leistet, ohne daß der durch die prospektive Berechnungsweise erreichte Deckungscharakter eine Einbuße erleidet, denn das so berechnete Deckungskapital stellt jederzeit zusammen mit den zukünftigen gerade ausreichenden Prämien

das Deckungsmittel dar, das nötig ist, um *ceteris paribus* alle Verpflichtungen gerade zu decken.

Es handelt sich nun um die Frage, welche Bedeutung haben diese so berechnenden Größen für die Technik. Sie ermöglichen eine scharfe Erfassung des ganzen Versicherungsvorganges, eine Eigenschaft, derentwegen sie überhaupt entwickelt sind. Diese Eigenschaft ist bedingt durch ihre Variabilität, wenigstens durch die Variabilität der gerade ausreichenden Prämien; diese Variabilität hat aber wiederum zur Voraussetzung Vorkehrungen, die sie ermöglichen. Diese Änderungsmöglichkeit wird dadurch gegeben, daß, wie wir gesehen haben, die Tarifnettoprämien auf sicher ausreichenden Rechnungsgrundlagen aufgebaut sind und aufgebaut werden müssen. Die Differenzen zwischen diesen sicher ausreichenden Grundlagen und den gerade ausreichenden haben für die Zukunft nur prohibitiven Charakter, während sie für die Vergangenheit Überschüsse darstellen. Wenn wir also auf der Basis der sicher ausreichenden Grundlagen das Deckungskapital \mathfrak{B} und die Tarifnettoprämien \mathfrak{P} , sowie die Rente a berechnen, so zerfallen die Größen \mathfrak{B} und $\mathfrak{P} \cdot a$, die zusammen die sicher ausreichenden Deckungsmittel für den laufenden Vertrag darstellen, in den gerade ausreichenden Teil

$$V + P \cdot a$$

und den Teil, der nur prohibitiven Charakter besitzt, nämlich

$$\mathfrak{B} + \mathfrak{P} \cdot a - (V + P \cdot a)$$

Dieser prohibitive Teil wird in den Jahren, wo er nicht gebraucht wird, zum Überschusse respektive zum Gewinn und schließlich zur Dividende.¹⁾ Der Barwert dieser aus den Rechnungsgrundlagen sich ergebenden zukünftigen Gewinne ist durch diesen prohibitiven Teil gegeben.

Wir müssen hier sogleich die Forderung aussprechen, daß man den Fehler nicht begehen darf, diesen aus der Sicherheit resultierenden Teilen des Deckungskapitals und der Prämien eine derartige Deutung zuteil werden zu lassen, daß man $(\mathfrak{B} - V)$ als den prohibitiven Teil des Deckungskapitals, und $(\mathfrak{P} \cdot a - P \cdot a)$ als den prohibitiven Teil der Prämien betrachtet; eine Trennung beider ist nicht möglich.

Wir haben es nur mit der Summe $(\mathfrak{B} - V) + (\mathfrak{P} \cdot a - P \cdot a)$ zu tun, die als solche den Teil des Barwertes *aller* rechnungsmäßigen Deckungsmittel bezeichnet, der gemäß des jetzigen Standes der

¹⁾ Wir wollen speziell den Ausdruck Dividende vermeiden, da zu deren Verteilung weit andere Gesichtspunkte nötig sind, besonders Rücksicht zu nehmen ist auf das Zufallsmoment und auf die Verwaltungskostendeckung.

Schätzung nicht nötig erscheint, der nur eine Sicherheit bieten soll gegen die Unsicherheit dieser Schätzung. Der Ausbau dieses Teiles muß sich aus der Theorie der Sicherheitsfaktoren ergeben.

Die Summe $(\mathfrak{B} - V) + (\mathfrak{P}.a - P.a)$ muß stets größer sein als Null, da sie ja sonst ihren Sicherheitscharakter verliert. Eine der beiden Differenzen kann aber gleichwohl negativ sein, ja, bei jährlicher Prämienzahlung wird im allgemeinen die Differenz $(\mathfrak{B} - V)$ eine negative Größe sein, jedoch kommt dies auf die Wahl der sicher ausreichenden Grundlagen und auf die Gestaltung der wirklichen Verhältnisse, die durch die gerade ausreichenden Grundlagen charakterisiert sind, an; bei einmaliger Prämienzahlung muß jedoch die Differenz $(\mathfrak{B} - V)$ stets größer als Null sein.

Im Prinzip haben wir mit dieser Entwicklung Werte erreicht, die sich mit den Größen decken, die *Engelbrecht* in seiner Abhandlung: Das Deckungskapital in der Lebensversicherung¹⁾ definiert hat. Seine Definition lautet: „Ich definiere das Deckungskapital als denjenigen Betrag, aus dem zusammen mit den zukünftigen Deckungsprämien, d. i. denjenigen Teil der Bruttoprämien, deren Barwert zusammen mit dem zuletzt eingestellten Deckungskapital die Versicherungsverpflichtungen der Gesellschaft deckt, die Gesellschaft diese Verpflichtungen erfüllen kann. Dabei gilt die zusätzliche Forderung, daß die Deckungsprämien mindestens um soviel niedriger sind als die Bruttoprämien, daß aus dem Barwert der Differenz zusammen mit dem letzten Verwaltungskostendeckungskapital die zukünftigen Verwaltungskosten gedeckt werden. Ferner ist der Zusatz zu machen, daß das Deckungskapital am Anfang des ersten Versicherungsjahres (zu Ende 0-ten Versicherungsjahres) gleich dem negativen Betrag der durchschnittlichen Verwaltungskosten ist.“

Wenn wir von den Verwaltungskosten absehen, so ist seine Deckungsprämie unsere gerade ausreichende Prämie, sein Deckungskapital unser gerade ausreichendes Deckungskapital; der große Unterschied der *Engelbrechtschen* Untersuchungen und unserer Erörterungen liegt aber in der Beobachtung der Sicherheitsfaktoren und in den durch diese bedingten Folgerungen.

Die *Engelbrechtsche* Untersuchung deckt sich mit der unsrigen, wenn wir die Differenz $(\mathfrak{B} - V)$ stets gleich Null setzen. Daß dies nicht zulässig ist, haben wir oben schon erwähnt, wo wir die Forderung aufstellten, daß für einmalige Prämien diese Differenz stets positiv sein muß. *Engelbrecht* stellt einfach als Grenzbestimmung die Tarifnettoprämie ein, abgesehen natürlich von den Verwaltungskosten-

¹⁾ Zeitschrift f. d. ges. Vers.-Wissenschaft, Bd. VII. 1907, Seite 636.

zuschlagen, er vergißt dabei aber die Frage zu beantworten, wie es nun bei Versicherungen mit einmaliger Zahlung und bei beitragsfreien Versicherungen ist. Die Grenzbestimmung muß erfolgen auf Grund einer Theorie der Sicherheitsfaktoren, nur so kann man zu einer rationalen Berechnung der Prämienreserve und der Überschüsse gelangen. In der Nichtbeachtung rationeller Grenzbestimmungen liegt auch der zweite Mangel, den die *Engelbrechtsche* Definition aufweist. Durch sie entstehen bei gleichbleibender Prämienzahlung gleichbleibende Überschüsse, solange die Grundlagen keine Änderungen erfahren, die Theorie der Überschüsse ergibt aber steigende. Dieser Mangel ist bei ihr durchgehend, stets wird sie Überschüsse erzeugen, die im Widerspruch stehen mit den Überschüssen, die auf Grund der Gewinnquellen sich errechnen lassen, sagen wir den „natürlichen“ Überschüssen. Bei einmaliger Zahlung wäre sogar nur ein einmaliger Überschuß vorhanden. Aus diesen Gründen müssen wir der *Engelbrechtschen* Theorie die Anwendungsmöglichkeit absprechen.

Ebensowenig sind aber unsere Erörterungen ohne weiteres für die Lebensversicherungstechnik anwendbar. Es fehlt unseren Erörterungen die Untersuchung der sicher ausreichenden Grundlagen respektive der Sicherheitsfaktoren. Erst mit Berücksichtigung *beider* Grundlagen ist es möglich, eine theoretisch einwandfreie Lösung der Versicherungstechnik, speziell der Frage nach dem Deckungskapital und den Überschüssen, zu finden. Unsere diesbezüglichen Untersuchungen gehen über den Rahmen dieser Arbeit weit hinaus. Im Hinblick auf unsere gestellte Aufgabe ist als Resultat unserer Untersuchungen nur zu betrachten:

Die auf der Basis von sicher ausreichenden (konstanten) Grundlagen berechneten Deckungsmittel (Deckungskapital und Prämien) zerfallen ihrem versicherungstechnischen Zwecke nach in einen Teil, der, auf der Basis der gerade ausreichenden (variablen) Grundlagen aufgebaut, die Versicherungsverpflichtungen gerade deckt und einen solchen, der nur Sicherheitszwecken dient.

Wir haben so eine scharfe Erfassung der Versicherungsverhältnisse erreicht, eine von unseren aufgestellten Vorbedingungen zur exakten Berechnung des Rückkaufswertes.

III. Die Entwicklung der Rückkaufsformel.

Wir betrachten nun eine Gesamtheit von l Versicherten, die alle als x -jährige vor m Jahren die gleichen Versicherungen abgeschlossen haben, und zwar betrachten wir sie am Ende des m -ten Versicherungsjahres. Der Versicherer hat als Deckungskapital ${}_m\mathfrak{B}$ eingestellt. Er hat in Zukunft den Eingang der Prämien \mathfrak{P} von jedem der l Versicherten

zu erwarten. Wenn er den wirklichen Verlauf der verflossenen Periode ins Auge faßt und wenn er im Hinblick auf die Tendenz des Sterblichkeitsverlaufes die zukünftigen Erfordernisse der Gesellschaft für alle am Ende des m -ten Versicherungsjahres Versicherten, gleichgültig, ob dieselben ausscheiden oder nicht, schätzt, so berechnet er das gerade ausreichende Deckungskapital nach der Rekursionsformel

$${}_mV = {}^{(m)}A_{x+m} - \frac{{}^{(m)}A_{x+m-1} - {}_{m-1}V}{{}^{(m)}a_{x+m-1}} \cdot {}^{(m)}a_{x+m}$$

und die vom $m+1$ -ten Versicherungsjahre gerade ausreichende Prämie nach der Formel

$$(1) \quad {}_{(m+1)}P = \frac{{}^{(m+1)}A_{x+m} - {}_mV}{{}^{(m+1)}a_{x+m}}.$$

Treten nun an diesem Zeitpunkte s Versicherte aus, so müssen wir annehmen, daß die Schätzungen der zukünftigen Grundlagen anders zu erfolgen hat. Bezeichnen wir die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten, wie wir oben schon festgesetzt haben, für die $1-s$ -streuenden Versicherten mit

$${}_0^tW_{x+m}, \quad {}_1^tW_{x++}, \quad {}_2^tW_{x+m} \text{ etc}$$

und die daraus berechneten Werte der einmaligen Prämie und Rente mit A_{x+m}^t und a_{x+m}^t , so berechnet sich die unter diesen Umständen geltende gerade ausreichende Prämie nach der Formel

$$(2) \quad {}_{(m+1)}P^t = \frac{A_{x+m}^t - {}_mV}{a_{x+m}^t}.$$

Wir bemerken hierzu, daß im Hinblick auf unsere gestellte Aufgabe, den Rückkauf aus dem Einfluß der freiwillig Ausscheidenden auf die treuen Versicherten zu berechnen, nur eine Änderung der Sterblichkeitsschätzung in Rechnung zu ziehen ist. Der zugrunde gelegte Zinsfuß ist der wirklich erreichte und zwar der durchschnittliche. Da mit dem Rückkauf im allgemeinen die Auszahlung einer Summe in bar verbunden ist, so entsteht die Frage: Kann durch diese Auszahlung der durchschnittliche Zinsfuß geändert werden? Jede Gesellschaft wird im voraus Maßnahmen treffen, um den Anforderungen an barem Gelde, die an sie herantreten, in vollem Maße gerecht zu werden, ohne daß dadurch eine Beeinträchtigung ihrer Einnahmen und ihrer Dispositionen bewirkt wird. Erfolgen die Rückkäufe in der

von der Gesellschaft geschätzten Höhe, so kann daher keinesfalls eine Beeinträchtigung eintreten. Übersteigt aber die anzuzahlende Summe beträchtlich den angesetzten Fond, so wird im allgemeinen durch Entnahme des nötigen Geldbedarfs auf Kredit, durch Veräußern von Wertpapieren etc. ein Verlust eintreten. Dieser kann aber auf keinen Fall irgend einen Einfluß auf die durchschnittlichen Zinserträge der zum größten Teil auf lange Jahre hinaus zu festen Sätzen angelegten Kapitalien ausüben. Ein derartiger Verlust ist besser zu berücksichtigen bei den Verwaltungskosten, da er sich als solcher darstellen läßt als einen Einfluß auf die von der Gesellschaft gemachten Annahmen des Verwaltungsetats. Auch kann durch geeignete Maßnahmen dieser eventuelle Verlust auf ein Minimum reduziert werden.¹⁾

Für jeden der treuen 1—s Versicherten beträgt also die gerade ausreichende Prämie

$${}_{(m+1)}P_t = \frac{A_{x+m}^t - {}_mV}{a_{x+m}^t}.$$

Unser Grundsatz stellt aber die Bedingungen auf, daß die Zurückbleibenden in keiner Weise durch den Austritt der Vertragsuntreuen geschädigt werden. Wie wir aus der Definition des Schadens ersehen haben, wird dieser bedingt durch die Veränderung der gerade ausreichenden Prämien, denn die Differenzen dieser und der gezahlten stellen den voraussichtlichen Überschuß dar. Unserem Grundsatz wird in vollem Maße nur Genüge geleistet, wenn auch bei Änderungen der Grundlagen die in Rechnung zu stellenden gerade ausreichenden Prämien dieselben bleiben, wenn also

$$(3) \quad {}_{(m+1)}P_t = {}_{(m+1)}P \quad \text{ist.}$$

Beträgt das Äquivalent des Schadens $\triangle(1-s)$, also für jeden treuen Versicherten \triangle und führen wir diesen Betrag dem Deckungskapital zu, so berechnet sich die gerade ausreichende Prämie dieser treuen Versicherten aus der Gleichung

$$(4) \quad {}_{(m+1)}P_t = \frac{A_{x+m}^t - ({}_mV + \triangle)}{a_{x+m}^t}$$

und als Definitionsgleichung für \triangle erhalten wir

¹⁾ Der schweizerische Entwurf legte eine Zahlungsfrist von 6 Wochen fest, nach deren Ablauf erst die Rückkaufforderung fällig wird (Art. 76). Das deutsche V. V. G. wird dieser Forderung einigermaßen dadurch gerecht, daß es den Rückkauf nur am Ende einer Versicherungsperiode gewährt.

$$(5) \quad \frac{{}^{(m+1)}A_{x+m} - {}_mV}{{}^{(m+1)}a_{x+m}} = \frac{A_{x+m}^t - ({}_mV + \triangle)}{a_{x+m}^t},$$

$$\triangle = \frac{A_{x+m}^t \cdot {}^{(m+1)}a_{x+m} - {}_mV \cdot {}^{(m+1)}a_{x+m} + {}_mV \cdot a_{x+m}^t - {}^{(m+1)}A_{x+m} \cdot a_{x+m}^t}{{}^{(m+1)}a_{x+m}}$$

Dieser Betrag, der für $(1-s)$ Versicherte zu ersetzen ist, verteilt sich auf s Ausscheidende, es entfällt daher auf jeden der Ausscheidenden die Summe

$$(6) \quad \triangle^s = \frac{1-s}{s} \triangle.$$

Nur mit Berücksichtigung der gerade ausreichenden Grundlagen resultiert mithin der Rückkaufswert

$$(7) \quad {}_mV - \triangle^s.$$

Die Teile der Deckungsmittel, die auf der Basis der Sicherheitsfaktoren berechnet sind und die nur Sicherheitszwecken dienen, werden durch das Ausscheiden in keiner Weise mehr beeinflusst, da wir den Einfluß der Ausscheidenden in vollem Maße bei der Berechnung der gerade ausreichenden Deckungsmittel berücksichtigt haben. Es resultiert daher abgesehen von Verwaltungskosten und vom Zufallrisiko, als Rückkaufswert

$$(8) \quad X = ({}_m\mathfrak{B} - {}_mV) + {}_mV - \triangle^s$$

$$X = {}_m\mathfrak{B} - \triangle^s.$$

Der Rückkaufswert ist hiermit zurückgeführt auf die durch den Einfluß der Ausscheidenden geänderten Grundlagen, eine Erscheinung, die man Antiselektion nennt. Diese ist abhängig von der Anzahl der Ausscheidenden und deren Wahrscheinlichkeiten. Es ist also unsere Aufgabe, die Wahrscheinlichkeiten der Ausscheidenden in Beziehung zu bringen mit der Antiselektion, eine Forderung, die wir schon auf Seite 95 begründeten. Sind die sinngemäßen Wahrscheinlichkeiten für den Eintritt des versicherten Ereignisses für die s Ausscheidenden ${}_0|W_{x+m}^s, {}_1|W_{x+m}^s, {}_2|W_{x+m}^s, {}_3|W_{x+m}^s$ etc., so besteht die Beziehung

$$(9) \quad 1 \cdot {}_0|W_{x+m} = (1-s) \cdot {}_0|W_{x+m}^t + s \cdot {}_0|W_{x+m}^s, \quad \text{mithin}$$

$${}_0|W_{x+m}^t = \frac{1}{1-s} \cdot {}_0|W_{x+m} - \frac{s}{1-s} {}_0|W_{x+m}^s.$$

Dehnen wir diese Beziehung auf die Rentenwerte wegen ihrer verschiedenartigen Anwendungen aus, so bezeichnen die Wahrscheinlichkeitsgrößen ${}_0|w_{x+m}^t$, ${}_0|w_{x+m}$ und ${}_0|w_{x+m}^s$ Erlebensfallwahrscheinlichkeiten. Bezeichnet v den Diskontierungsfaktor, so ist

$$a_{x+m}^t = 1 + {}_0|w_{x+m}^t \cdot v + {}_1|w_{x+m}^t \cdot v^2 + {}_2|w_{x+m}^t \cdot v^3 + \dots$$

und unter Berücksichtigung obiger Beziehung

$$a_{x+m}^t = \frac{1-s}{1-s} + \left(\frac{1}{1-s} {}_0|w_{x+m} - \frac{s}{1-s} {}_0|w_{x+m}^s \right) \cdot v + \\ + \left(\frac{1}{1-s} {}_1|w_{x+m} - \frac{s}{1-s} {}_1|w_{x+m}^s \right) \cdot v^2 + \dots$$

$$a_{x+m}^t = \frac{1}{1-s} \left(1 + {}_0|w_{x+m} \cdot v + {}_1|w_{x+m} \cdot v^2 + \dots \right) - \\ - \frac{s}{1-s} \cdot \left(1 + {}_0|w_{x+m}^s \cdot v + {}_1|w_{x+m}^s \cdot v^2 + \dots \right) \quad (10)$$

$$a_{x+m}^t = \frac{1}{1-s} a_{x+m} - \frac{s}{1-s} \cdot \bar{a}_{x+m}^s$$

Hiermit wäre im Prinzip mit den angenommenen Abstraktionen die Frage des Rückkaufswertes in rein versicherungsmathematischer Hinsicht gelöst. Wenden wir die Untersuchung auf einige Beispiele ¹⁾ an:

1. Gemischte Versicherung mit jährlicher Prämienzahlung.

1 jetzt $x+m$ -jährige Versicherte haben vor m Jahren gemischte Versicherungen über die Summe 1 abgeschlossen mit jährlicher Prämienzahlung während der Dauer der Versicherung, die auf n Jahre festgesetzt war. Das Rückkaufsrecht nehmen am Ende des m -ten Versicherungsjahres s Versicherte in Anspruch. In Gleichung (5) ist alsdann für

$$({}^{m+1})A_{x+m} \quad \text{zu setzen} \quad A_{x+m} \overline{n-m}|$$

$$\text{für} \quad ({}^{m+1})a_{x+m} \quad \text{,,} \quad \text{,,} \quad a_{x+m} \overline{n-m}|$$

und für die mit dem Index t bezeichneten Größen die analogen Werte. Da nun $A_{x+m} \overline{n-m}| = 1 - d \cdot a_{x+m} \overline{n-m}|$ ist, wobei d der Diskont bedeutet, so ist

¹⁾ Wir werden in den Beispielen der Einfachheit halber die Bezeichnung der gerade ausreichenden Grundlagen durch die Angabe des Versicherungsjahres fortfallen lassen, so daß z. B. $({}^{m+1})a_{x+m}$ bezeichnet wird mit a_{x+m} . Eine Verwechslung kann dadurch nicht entstehen.

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} \cdot \frac{a_{x+m \overline{n-m}|} - d \cdot a_{x+m \overline{n-m}|}^t}{a_{x+m \overline{n-m}|}} - {}_mV(a_{x+m \overline{n-m}|} - a_{x+m \overline{n-m}|}^t) - \frac{a_{x+m \overline{n-m}|}^t + d \cdot a_{x+m \overline{n-m}|} \cdot a_{x+m \overline{n-m}|}}{a_{x+m \overline{n-m}|}},$$

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} (1 - {}_mV) \left(1 - \frac{a_{x+m \overline{n-m}|}^t}{a_{x+m \overline{n-m}|}} \right)$$

und mit Rücksicht auf Gleichung (10)

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} (1 - {}_mV) \left(\frac{1-s}{1-s} - \frac{\frac{1}{1-s} a_{x+m \overline{n-m}|} - \frac{s}{1-s} a_{x+m \overline{n-m}|}^s}{a_{x+m \overline{n-m}|}} \right),$$

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} (1 - {}_mV) \frac{s}{1-s} \left(\frac{a_{x+m \overline{n-m}|}^s}{a_{x+m \overline{n-m}|}} - 1 \right),$$

$$\Delta^s = (1 - {}_mV) \left(\frac{a_{x+m \overline{n-m}|}^s}{a_{x+m \overline{n-m}|}} - 1 \right).$$

Mithin ist

$$(11) \quad X = {}_m\mathfrak{B} - (1 - {}_mV) \left(\frac{a_{x+m \overline{n-m}|}^s}{a_{x+m \overline{n-m}|}} - 1 \right).$$

2. Erlebensfallversicherungen mit jährlicher Prämienzahlung.

1 jetzt $x + m$ -jährige Versicherte haben vor m Jahren Erlebensfallversicherungen abgeschlossen auf die Summe 1, zahlbar beim Erleben des $x + n$ ten Lebensjahres. Die Prämien werden jährlich während der ganzen Dauer der Versicherung gezahlt.

In Gleichung (5) ist alsdann für

$$\begin{array}{lll} {}^{(m+1)}A_{x+m} & \text{zu setzen} & {}_{n-m}E_{x+m} \\ \text{für } {}^{(m+1)}a_{x+m} & \text{,, ,,} & a_{x+m \overline{n-m}|} \end{array}$$

und für die mit dem Index t bezeichneten Größen die entsprechenden Werte. Als dann ist

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} \cdot \frac{{}_{n-m}E_{x+m}^t \cdot a_{x+m \overline{n-m}|} - {}_mV \cdot a_{x+m \overline{n-m}|}}{a_{x+m \overline{n-m}|}} + \frac{{}_mV \cdot a_{x+m \overline{n-m}|}^t - {}_{n-m}E_{x+m} \cdot a_{x+m \overline{n-m}|}^t}{a_{x+m \overline{n-m}|}}.$$

Nun resultiert aus Gleichung (9), daß

$${}_{n-m}E_{x+m}^t = \frac{1}{1-s} {}_{n-m}E_{x+m} - \frac{s}{1-s} {}_{n-m}E_{x+m}^s \quad \text{ist.}$$

Mit Berücksichtigung von Gleichung (10) ist alsdann

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} \cdot \frac{1}{1-s} \cdot \frac{{}_{n-m}E_{x+m} \cdot a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}} -$$

$$- \frac{\frac{s}{1-s} {}_{n-m}E_{x+m}^s a_{x+m}^{\overline{n-m}} - {}_mV \cdot a_{x+m}^{\overline{n-m}} + {}_mV \cdot \frac{1}{1-s} a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}}$$

$$- \frac{{}_mV \cdot \frac{s}{1-s} a_{x+m}^{\overline{n-m}} - {}_{n-m}E_{x+m} \cdot \frac{1}{1-s} a_{x+m}^{\overline{n-m}} + {}_{n-m}E_{x-m} \frac{s}{1-s} a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}}$$

$$\Delta^s = \left({}_{n-m}E_{x+m} \frac{a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}} - {}_{n-m}E_{x+m}^s \right) - {}_mV \left(\frac{a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}} - 1 \right).$$

Mithin ist der Rückkaufswert

(12)

$$X = {}_m\mathfrak{B} - \left({}_{n-m}E_{x+m} \frac{a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}} - {}_{n-m}E_{x+m}^s \right) - {}_mV \left(\frac{a_{x+m}^{\overline{n-m}}}{a_{x+m}^{\overline{n-m}}} - 1 \right).$$

Wenn wir unsere Untersuchungen auf Versicherungen mit einmaliger Prämienzahlung ausdehnen, so müssen wir berücksichtigen, daß die gerade ausreichenden Prämien gleich Null sind, solange keine Änderungen eintreten, daß bei Änderungen, die eine Erhöhung der Leistungen der Gesellschaft bedeuten, der notwendige Zuschuß — in diesem Falle eine einmalige gerade ausreichende Prämie — aus dem Teil $({}_m\mathfrak{B} - {}_mV)$ gedeckt wird. Das Deckungskapital, auf der Basis der gerade ausreichenden Grundlagen aufgebaut, ist daher bei einmaligen Prämien stets gleich der einmaligen Prämie, die nach dem jeweiligen Stande der Schätzung für das betreffende Alter notwendig ist, d. h. es ist stets

(13)

$${}_mV = {}^{(m+1)}A_{x+m} = A_{x+m}.$$

In Gleichung (4) setzen wir daher die gerade ausreichende Prämie gleich Null und erhalten

$$0 = \frac{A_{x+m}^t - ({}_mV + \Delta)}{a_{x+m}^t} = A_{x+m}^t - ({}_mV + \Delta).$$

(14)

$$\Delta^s = \frac{1-s}{s} (A_{x+m}^t - {}_mV).$$

3. Temporäre Todesfallversicherung mit einmaliger Zahlung.

1 jetzt $x + m$ -jährige Versicherte haben vor m Jahren Versicherungen auf die Summe 1 abgeschlossen, zahlbar, wenn der Tod innerhalb der nächsten n Jahre eintritt. Es wurde eine einmalige Prämie gezahlt. Es scheiden s Versicherte aus.

In Gleichung (14) ist für A_{x+m}^t zu setzen ${}_{|n-m}A_{x+m}^t$, mithin ist mit Berücksichtigung, daß

$${}_{|n-m}A_{x+m}^t = \frac{1}{1-s} {}_{|n-m}A_{x+m} - \frac{s}{1-s} {}_{|n-m}A_{x+m}^s \quad \text{ist,}$$

$$\triangle^s = \frac{1-s}{s} \left(\frac{1}{1-s} {}_{|n-m}A_{x+m} - \frac{s}{1-s} {}_{|n-m}A_{x+m}^s - {}_mV \right).$$

$$\triangle^s = \frac{1}{s} ({}_{|n-m}A_{x+m} - {}_mV) + {}_mV - {}_{|n-m}A_{x+m}^s$$

und unter Beobachtung der Beziehung (13)

$$\triangle^s = {}_mV - {}_{|n-m}A_{x+m}^s.$$

Der Rückkaufswert beträgt daher

$$(15) \quad X = {}_m\mathfrak{B} - ({}_mV - {}_{|n-m}A_{x+m}^s).$$

4. Rentenversicherung.

1 jetzt $x + m$ -jährige Versicherte haben vor m Jahren Leibrentenversicherungen mit einmaliger Prämienzahlung abgeschlossen. Es scheiden am Schlusse des m ten Versicherungsjahres s Versicherte aus.

In Gleichung (14) ist an Stelle von A_{x+m}^t zu setzen a_{x+m}^t , und da

$$a_{x+m}^t = \frac{1}{1-s} a_{x+m} - \frac{s}{1-s} a_{x+m}^s$$

ist, so ist

$$\triangle^s = \frac{1-s}{s} \left(\frac{1}{1-s} a_{x+m} - \frac{s}{1-s} a_{x+m}^s - {}_mV \right)$$

und mit Berücksichtigung der Beziehung (13), der zufolge

$$a_{x+m} = {}_mV \text{ ist,}$$

$$\triangle^s = {}_mV - a_{x+m}^s.$$

Der Rückkaufswert ist mithin

$$(16) \quad X = {}_m\mathfrak{B} - {}_mV + a_{x+m}^s.$$

Die Schlußformeln (11, 12, 15, 16) ergeben eine Unabhängigkeit von der Größe des Versicherungsstockes sowohl wie von der Anzahl der Ausscheidenden. Diese Unabhängigkeit von dem Stornoquotienten wird bei allen Beispielen auftreten, da sich der Faktor $\frac{1-s}{s}$ gegen den stets auftretenden Faktor $\frac{1}{1-s}$ aufheben wird.

Sollte die Gesellschaft eine Dividendenreserve besitzen, so entspricht es unserem Grundsatz, wenn der volle Anteil den Ausscheidenden gewährt wird.

Es wäre hiermit die theoretische Lösung der Rückkaufsfrage für die sogenannten Nettogrundlagen gegeben.

Wir wollen unsere Beispiele nicht rechnerisch auswerten, weil für die notwendigen Grundlagen, wie wir schon in dem Abschnitt „Die Bedingungen einer exakten Berechnung“ bemerkt haben, keine oder wenig statistische Anhaltspunkte vorhanden sind, eine solche Auswertung daher keine endgültigen Resultate ergeben, sondern höchstens der Anlaß zu irrtümlichen Auffassungen werden kann.

Wie wir schon betonten, liegt der Schwerpunkt unserer Untersuchungen in der scharfen Erfassung der Versicherungsverhältnisse. Vernachlässigen wir diese, so haben wir es mit konstanten Grundlagen zu tun, für die ${}_m\mathfrak{B} = {}_mV$ ist. Unsere Definition für ${}_mV$ geht dann in die gewöhnliche über. Die Formel (11) geht dann, wenn man berücksichtigt, daß

$${}_mV = 1 - \frac{a_{x+m} \overline{n-m}}{a_x \overline{n}}$$

ist, über in

$$X = 1 - \frac{a_{x+m}^s \overline{n-m}}{a_x \overline{n}}$$

und, wenn man in Rücksicht zieht, daß $P = \frac{1}{a_x \overline{n}} - d$, also $a_x \overline{n} = \frac{1}{P+d}$ ist, in

$$X = A_{x+m}^s \overline{n+m} - P \cdot a_{x+m}^s \overline{n-m},$$

die „subjektive“ Prämienreserve des Ausscheidenden unter Berücksichtigung der vertraglichen Prämie. Ebenso geht Formel (12), wenn man

$${}_m\mathfrak{B} = {}_mV = {}_{n-m}E_{x+m} - P \cdot a_{x+m|\overline{n-m}|}$$

setzt, über in

$$X = {}_{n-m}E_{x+m}^s - P \cdot a_{x+m|\overline{n-m}|}^s.$$

Für die Versicherungen mit einmaliger Prämienzahlung (15, 16) ergibt sich ja sofort durch Gleichsetzung der Größen ${}_m\mathfrak{B}$ und ${}_mV$

$$X = {}_{n-m}A_{x+m}^s \text{ und}$$

$$X = a_{x+m}^s.$$

Unsere Formeln setzen voraus, daß die wahren Versicherungsverhältnisse zugrunde liegen; durch die Annahme konstanter Grundlagen erleiden daher diese Formeln nur beschränkte Anwendungsfähigkeit, indem sie nur dort einen wahren Rückkaufswert geben, wo solche Verhältnisse vorliegen. Solche liegen aber im Versicherungswesen, von rein theoretischem Standpunkte aus betrachtet, nirgends vor.

IV. Die Verwaltungskosten.

Was die Verwaltungskosten anbelangt, so sind dieselben infolge ihrer Abhängigkeit von der Eigenart der Gesellschaft und deren Organisation, von der Versicherungskombination und schließlich von den Geschäftsumständen der Konkurrenzgesellschaften so verschiedenartig ausgebaut, daß wir nur allgemein auf dieselben eingehen können, zumal die theoretische Durcharbeitung dieses Gebietes noch zu keiner einwandfreien Lösung geführt hat.

Unangefochten steht wohl der Grundsatz, daß jeder Versicherte für die Gesellschaftsunkosten selbst aufkommen muß, die seine Versicherung verursacht. Daß es sich dabei nur um rohe Durchschnittswerte handeln kann, liegt in der Natur der Sache. Die Unkosten werden nicht gesondert und nicht dann erhoben, wenn sie gerade gebraucht respektive verbraucht werden, sondern sie werden als Zuschläge zu den Nettoprämien in Rechnung gestellt. Da die Prämien vertraglich festgelegt sind, so muß der Versicherer für jeden Posten der Verwaltungskosten von vornherein eine Maximalhöhe festsetzen, die er im allgemeinen nicht überschreiten darf. Die hierdurch sich notwendig ergebenden Überschüsse müssen als Dividende Verteilung finden. Wir stellen nun als weiteren Grundsatz auf, daß die verbrauchten Unkosten, sobald es irgend zugänglich ist, zu decken sind. Kann dies aus praktischen Gründen nicht erfolgen, so bildet der jeweils nicht gedeckte Teil eine Verpflichtung des Versicherten der Gesellschaft

gegenüber. Andererseits müssen die Teile der Verwaltungskostenzuschläge, die schon vor ihrer Verwendung erhoben sind, reserviert werden.

Da wir im Hinblick auf unsere gestellte Aufgabe nur das Gebare des Versicherers bei einem freiwilligem Rücktritt des Versicherten zu beurteilen haben, so können wir aus Obigem gleich resultieren, daß als oberster Grundsatz für die rechnerische Beurteilung der Verwaltungskosten beim Rückkauf zu postulieren ist, daß einerseits der Ausscheidende den nicht gedeckten Teil der schon ausgegebenen Verwaltungskosten zu ersetzen hat, andererseits ihm sein Anteil an der aus seinen Prämienzuschlägen gebildeten Verwaltungskostenreserve zu gewähren ist.

Dieser Grundsatz ist, jedoch nur in seinem ersten Teil, von fast allen Autoren anerkannt worden, ohne daß er aber immer sinntensprechende Anwendung gefunden hat.

Die Verwaltungskosten kann man ihrer allgemeinen Verwendung nach in drei große Gruppen einteilen, die aber nicht scharf zu trennen sind, ja oft sehr ineinander übergehen, nämlich in 1. Organisationskosten, 2. Abschlußkosten und 3. laufende Verwaltungskosten.

Die Organisationskosten, die den Zweck haben, den Abschluß von Versicherungen vorzubereiten, dadurch, daß der Versicherungsgedanke in die zu bearbeitenden Teile der Bevölkerung getragen wird, dort durch umfassende Aufklärung und entsprechende Reklame den Vertretern der Gesellschaft die Bearbeitung zu erleichtern, schließlich die Einrichtung der Gesellschaft selbst und ihrer Innen- und Außenorganisation, sowie deren weiteren Ausbau zu ermöglichen, werden schon vor dem Vertragsabschluß ausgegeben, werden aber vom Versicherten der Prämienzahlung entsprechend aufgebracht. Da sie in letzter Linie den Zweck haben, einerseits die Gesamtheit herzustellen, d. h. die Versicherungsmöglichkeit zu schaffen, andererseits diese Gesamtheit zu erhalten und zu vergrößern, so hat man sie stets auf die ganze Versicherungsdauer zu verteilen, jedenfalls auf die Zeit der Prämienzahlung. Es wird beim freiwilligen Rücktritt im allgemeinen ein ungedeckter Teil vorhanden sein, der also zu ersetzen ist. Die Höhe dieses Teiles wird wohl stets auf reiner Schätzung beruhen müssen, da die Bewertung der Organisationskosten selbst vermöge ihrer Eigenart schon eine sehr vage und unsichere sein und bleiben wird. Von den Autoren hat aber keiner darauf hingewiesen, daß der Ausscheidende auch zu diesen Kosten mit herangezogen werden muß.

Im Gegensatz zu dem unsicheren Schätzwert der Organisationskosten ist das Charakteristische der Abschlußkosten, daß dieselben als unmittelbare Ausgaben bei der Gewinnung des Versicherungskandi-

daten in ihrer Höhe fixiert sind, da größere Teile derselben, wie Abschlußprovision, Kosten der ärztlichen Untersuchung etc. vertraglich in ihrer Höhe festgesetzt sind. Sie können und müssen daher auch vom Versicherten sofort erhoben werden. Wenn sie bei der Berechnung der Prämie auch bislang noch durch einen der Prämienzahlung entsprechenden Zuschlag Berücksichtigung finden, so liegt das nur daran, daß man sich noch nicht daran gewöhnt hat, die Verwaltungskosten als dritte Grundlage in die Rechnung einzuführen und sie auch den bei den Nettorechnungen, besonders bei den Risikoprämien, scharf betonten Grundsatz anzuwenden, daß die unmittelbar notwendigen Ausgaben sofort vom Versicherten erhoben werden müssen. Wenn man die vollen Abschlußkosten α als Ausgabe des ersten Jahres sofort berücksichtigt, d. h. für unsere definierten Deckungskapitale sie mit ihrem negativen Werte als das am Ende des nullten, also am Anfang des ersten Versicherungsjahres vorhandene Deckungskapital in die Rechnung einführt, so daß also

$${}_0\mathfrak{B} = {}_0V = -\alpha \text{ ist,}$$

so kommen sie als voll bezahlte Ausgaben beim Ausscheiden nicht mehr in Frage.¹⁾ In ähnlicher Weise ist auch von allen anderen Autoren dieser Teil der Kosten in Rechnung gezogen, indem sie meistens eine gezillmerte Reserve zugrunde legten.

Die Organisationskosten und Abschlußkosten sind Werte, die beim Ausscheiden eines Versicherten in ihrer Größe im allgemeinen festgestellt werden können, da sie schon verausgabt sind. Es handelt sich nur darum, zu untersuchen, ob noch ein ungedeckter Teil vorhanden ist. Die laufenden Verwaltungskosten sind hingegen nur für die vergangene Periode berechenbar, für die Zukunft ist man auf Schätzungen angewiesen. Beim freiwilligen Ausscheiden entsteht daher neben der obigen noch die Frage, ob diese Schätzungen durch das Ausscheiden beeinflußt werden. Die Gesellschaft legt, wie wir schon bei den Zinsverhältnissen gesehen haben, ihre Geschäftseinrichtungen auf lange Jahre hinaus fest, im Hinblick auf eine stetige Entwicklung des Betriebes. Ihre Voranschläge müssen aber auch die Stornis berücksichtigen. Solange diese die angenommenen Grenzen nicht überschreiten, liegt kein Grund vor, die Ausscheidenden zu den laufenden Verwaltungskosten heranzuziehen, falls die laufenden Kosten der vergangenen Periode entrichtet sind, wie dies im allgemeinen ja doch stets der Fall sein wird. Nur dann, wenn der Abgang beträchtlich den Voranschlag

¹⁾ Für das auf den sicher ausreichenden (Konstanten) Grundlagen aufgebaute Deckungskapital (\mathfrak{B}) ist diese Bestimmung gleichbedeutend mit einer Zillmerei von α .

übersteigt, müssen die Ausscheidenden für einige Jahre mit zu den laufenden Verwaltungskosten beigetragen, jedenfalls so lange, wie eine Änderung des Betriebes, die durch diese Massenrückkäufe nötig wird, nicht möglich ist. Bis zu einem gewissen Grade kann man diesen Verlust durch die Gewährung einer Zahlungsfrist an die Gesellschaften ausgleichen.¹⁾ Theoretisch jedoch hängt der Abzug, der im Hinblick auf die laufenden Verwaltungskosten gemacht wird, von der Anzahl der Ausscheidenden ab. Wenn für die laufenden Verwaltungskosten eine Reserve vorhanden ist, so ist dem Versicherten sein Anteil an dieser beim Ausscheiden zu gewähren, eventuell mit Berücksichtigung obigen Abzuges.

Daß außerdem die Ausscheidenden die Kosten, die ihre Stornierung mit sich bringt, selbst tragen müssen, braucht wohl nicht besonders erwähnt zu werden.

Wie schon *Schömwiese*²⁾ richtig bemerkt, ist ein Abzug wegen entgangenen Zinsgewinn ganz unangebracht, da dieser den einzelnen Versicherten voll und ganz als Dividende zufließt, diese aber auf irgend einen Anspruch auf nachträglichen Gewinn verzichten, sobald sie aus der Gesamtheit ausscheiden.

V. Das Zufallrisiko.

Wenn wir unsere Untersuchungen ausdehnen auf die durch den Zufall bedingten Maßnahmen, so müssen wir uns klar darüber sein, daß diese bislang ohne irgendwelche Untersuchung und Berechnung im wahrsten Sinne des Wortes „geschätzt“ werden, nur mit Rücksichtnahme auf die Maßnahmen der Konkurrenzgesellschaften und auf die Erfordernisse der Bilanz.

Man kann darüber streiten, ob die bislang aufgestellten Theorien überhaupt für die Versicherung anwendbar sind und die Möglichkeit geben, sie nun so auszubauen, daß sie praktisch Verwendung finden können, nicht zu bestreiten ist jedoch, daß sie alle einen tiefen Einblick in das Wesen der einzelnen Kombinationen gestatten und eine relative Bewertung derselben untereinander in Bezug auf die Gefährlichkeit für die Gesellschaftsleitung ermöglichen. Hat einmal eine Gesellschaft für irgend eine Versicherungskombination eine Summe festgelegt, die sie für groß genug hält, um die aus dem Zufall resultierenden momentanen Mehrleistungen zu decken, so ist sie in der Lage, für die einzelnen Kombinationen der Betriebsgerechtigkeit mit Hilfe der auf-

¹⁾ Vergl. Anmerkung ⁽¹⁾ S. 110.

²⁾ *Schömwiese*, Neue Grundlinien für die Bestimmung des Rückkaufswertes. Annalen des ges. Vers.-Wesens. XXXVII. Jahrg., Heft 1, 1906.

gestellten Theorien vollauf Genüge zu leisten. Aus unseren Untersuchungen kann daher auch kein absoluter Wert resultieren, sie können nur eine relative Bewertung des notwendigen Abzugs bei den einzelnen Kombinationen feststellen und einen relativen Begriff geben von dem Einfluß des freiwilligen Ausscheidens auf das Zufallrisiko.

Da alle Theorien voraussetzen, daß man auf die Versicherung die Wahrscheinlichkeitstheorie in Anwendung bringen darf, so müssen sie zu Endresultaten gelangen, die zu einander in engster Beziehung stehen, zu Formeln, die sich nur durch Konstante von einander unterscheiden oder deren Unterschiede nur aus den gemachten weiteren Annahmen resultieren.

Der Versicherer hat seine Maßnahmen im Hinblick auf die Kontinuität der Verträge getroffen; durch den freiwilligen Rücktritt erleidet die vertragstreue Gesamtheit für die Periode eine Schädigung, die gekennzeichnet ist durch die vertragliche Dauer der Versicherung. Es ist daher zur Basis das Totalrisiko der zukünftigen Dauer des Vertrages zu wählen.

Wir haben über das Totalrisiko Untersuchungen angestellt, die zwar noch nicht zum Abschluß gelangt sind, die jedoch den Schluß zulassen, daß die bislang aufgestellten Totalrisiken für Versicherungsvorgänge, wenigstens so wie sie für den Versicherer sich darstellen, nicht anwendbar sind.¹⁾ Wir müssen daher davon absehen, eine der aufgestellten Risikoformeln zugrunde zu legen und können infolgedessen das Zufallmoment nur ganz allgemein berücksichtigen.

Wir betrachten einerseits das Totalrisiko der Gesamtheit, die am Schlusse eines Versicherungsjahres vorhanden ist, gleichgültig, ob sie Versicherte enthält, die den Vertrag lösen wollen oder nicht, andererseits das Totalrisiko der vertragstreuen Gesamtheit, die nach dem Austritt der am Schlusse dieses Versicherungsjahres Ausscheidenden zurückbleibt. Wir bezeichnen das erstere mit ρ , daß letztere mit ρ_1 .

Wir stehen im Einklang mit der Erfahrung, wenn wir voraussetzen, daß der Gesamtgewinn einer Gesamtheit in jedem Geschäftsjahr ausreicht, um die Zufallsschwankung zu paralysieren.²⁾

Der Barwert des voraussichtlichen Gewinnes ist gekennzeichnet durch den prohibitiven Teil der sicher ausreichenden Deckungsmittel.

¹⁾ Rothauge, Das technische Zufallrisiko, Abhandlung zum Thema IV des Kongresses.

²⁾ Radtke, Die Stabilität der Lebensversicherungsgesellschaften, Diss. Göttingen 1903. (Abdruck; Zeitschrift für die ges. Vers.-Wissenschaft, 1903.)

d. h., wenn wir mit \mathfrak{P} die tarifmäßige Bruttoprämie, mit P die gerade ausreichende Bruttoprämie bezeichnen, durch

$$\Sigma(\mathfrak{P} - V) + (\mathfrak{P} \cdot a - P \cdot a) = \sum_1^1 G_k$$

Es ist also jedenfalls

$$\rho < \sum_1^1 G_k$$

und wenn wir annehmen, daß das t -fache des Gewinnes ausreicht, um das Risiko zu decken, so ist

$$\rho = t \cdot \sum_1^1 G_k.$$

Wir haben nun unsere Rückkaufswerte unter der Bedingung abgeleitet, daß der Gewinn nicht geschmälert wird, sobald der im Hinblick auf die Antiselektion erfolgte Abzug in die Fonds der treuen Versicherten fließt; es erleiden daher die Größen G_k keine Veränderung.

Unserem Grundsatz wird Genüge geleistet, wenn der Faktor t , der sich aus obiger Gleichung mit

$$t = \frac{\rho}{\sum_1^1 G_k}$$

berechnet, als feststehend angenommen wird.

Scheiden s Versicherte aus, so steht aus Überschüssen, ohne daß die vertragstreuen Versicherten eine Schädigung erfahren, zur Verfügung

$$\sum_1^{1-s} G_k.$$

Die Differenz zwischen dem Risiko ρ^t und dieser Summe muß von den Ausscheidenden ersetzt werden, es ist daher

$$\Theta = \rho^t - \frac{\sum_1^{1-s} G_k}{\sum_1^1 G_k}.$$

Nehmen wir an, daß nur gleiche Versicherungen vorhanden sind, so ist von jedem Ausscheidenden zu ersetzen

$$\Theta^s = \frac{\Theta}{s} = \frac{\varrho^t}{s} - \varrho \cdot \frac{1}{s} \cdot \frac{1-s}{1}$$

$$\Theta^s = \frac{1}{s} \cdot \varrho \left[\frac{\varrho^t}{\varrho} - \frac{1-s}{1} \right].$$

Herr Professor *Dr. F. Bernstein*, Göttingen, hat mich in liebenswürdiger Weise mit vielseitigen Anregungen unterstützt. Ich spreche ihm auch an dieser Stelle meinen verbindlichsten Dank aus.

IX a. — C₁.

Non-Forfeiture Regulations.

Some remarks relating to the History of the Conditions of the life assurance contract.

By **John Edgar**, F. F. A., Edinburgh.

In the history of conditions relating to the life assurance contract it is difficult to find greater development anywhere than in those conditions which aim at giving to policyholders, who cease to pay premiums and do not take the cash value of their policies, full value in the form of extended or paid-up assurance for the payments which they have made.

The object of this short note, which deals with these conditions alone, is to trace briefly the development of Non-Forfeiture Regulations and to describe the various rules adopted by Scottish Offices, discussing briefly their relative merits and demerits.

In the early days of life assurance due payment of the premium was essential to the continuance of the contract between the insurer and the insured. If the premium was not paid on a certain date, all liability on the part of the insurer immediately ceased and the premiums which had been paid were forfeited. Where days of grace were allowed they merely permitted of payment after the due date if the life assured was in as good health at the time of payment as when the premium fell due.

Failure to make punctual payment must frequently have occurred from one cause or another. The fact that the payment was due might easily be overlooked by a policyholder and still more easily by any agent to whom he had delegated the duty of making the payments; or a policyholder might be incapacitated by sickness from attending to his affairs and thus the benefit of the policy might be lost at the very time it was about to become of immediate value to his family.

As the earlier payments are in excess of the amount required to cover the temporary risk, it was undoubtedly a hardship that the benefit to be derived from the payments that had been made should be lost, and a special hardship would arise in the case of a policyholder who was unable to effect a new assurance owing to deterioration in health. In England attention was drawn to the subject in the year 1810 by a legal decision in a case where a member of a reversionary-annuity Society had died leaving a quarterly payment due at the time of his death. It was held that the policy had expired and that the tender of the sum due by his Executors, though made within fifteen days after it became due, did not satisfy the requisitions of the policy and the rules of the Society which required the payment to be made in his lifetime and whilst he continued "in as good health as when the policy expired."

This risk of forfeiture must have prevented many from availing themselves of the benefits of life assurance. It must also have led to the belief that Insurance Societies relied on profits expected to be derived from policies which thus became void, and would not scruple to take full advantage of their legal rights. But it was beginning to be recognised that unless days of grace were more than nominal they were worse than useless. Before the close of the year 1810 the Equitable Society — apparently as a result of the above mentioned case — passed a bye-law to the effect that premiums would be accepted during the days of grace, the policies meantime continuing in force.

Thus it has come about that days of grace which were allowed at first by courtesy and next by custom are now almost universally provided for in the contract. Generally speaking one calendar month or thirty days are allowed and the policy remains in force during that period although the risk should in the meantime have determined. This was the first step towards non-forfeiture.

Owing to the development of life assurance, so great a number are now interested in it that it is no exaggeration to say that the welfare of the community is to a large extent dependent on its continued success. It follows that the requirements of the public must be complied with as far as possible and any condition in the contract to which the majority of insurers may reasonably object must be eliminated. The loss of any benefit which has been paid for constitutes a just cause for complaint on the part of the insured; while from the insurer's point of view equitable treatment of policyholders is recognised to be essential to prosperity and — apart altogether from the question of equity — a distinct inducement to preserve business al-

ready on the books is to be found in the heavy expenditure which is now incurred in obtaining new business. Thus, owing to various considerations, an elaborate system of non-forfeiture regulations has been gradually evolved. The object of these is not merely to prevent the benefit of a policy being lost by delay in payment of one premium but also to provide for cases where policyholders are either unable or unwilling to continue making the payments by giving, in respect of the premiums which have been paid, the utmost benefit consistent with the equitable claims of other policyholders.

In 1884 Dr. *T. B. Sprague* read before the Institute of Actuaries in London a paper entitled "Some remarks on the application of the Principle of Non-forfeiture to ordinary policies" (*J. I. A.* XXIV, p. 359). At that time only a few among the British Offices had adopted the principle in its entirety. The general adoption of it by British Offices now is at once apparent if we examine the prospectuses issued at the present day. Incidentally it may be mentioned that Offices in British Colonies seem in this respect to have been ahead of Offices in the Mother Country. Mr. *Charles Gordon* referred to this in a paper which he contributed to the Insurance Institute of South Africa on 2nd July 1900.

Confining our attention to those Offices only which have their headquarters in Scotland, we find regulations such as the following:—

(1) An extension of the days of grace may be obtained on payment of a proportion of the premium and a fee.

(2) When there is a free surrender value sufficient to cover a premium and interest and no other arrangement has been made, an overdue premium is advanced by the Office and the policy is thus maintained in force subject to payment of the premium and interest.

The surrender value is applied in this way by some Offices for one year only, and by others from year to year until it is exhausted. By some it is applied thus for one year and if the arrears are not then paid the balance of surrender value is used to purchase a paid-up policy for the same term as that of the original policy—provided the amount of the paid-up policy which can be granted is not less than a specified minimum sum. The minimum named usually lies between £ 20 and £ 50. It is advisable not to issue a policy for an amount so small that it would scarcely repay the trouble of furnishing proof of a claimant's title.

Another plan is to apply the surrender value to purchase a temporary assurance of the full sum assured for such period as the value will cover.

(3) Policies which have lapsed may be revived on certain conditions. In some cases no evidence as to health is required if the revival takes place within a limited time, usually one year. This, however, is only another way of stating that the policy is kept in force subject to a debt consisting of premium and interest.

(4) The surrender values of policies which have lapsed (if they do not fall to be applied as above described) are held at the credit of policyholders — by some Offices for one year (usually reckoned from the expiry of the days of grace), and by others for five years; while some give the privilege of claiming them at any time.

(5) In the case of policies subject to a fixed number of premiums and entitled to a surrender value, nearly all the Offices allow, on application, a paid-up policy bearing the same proportion to the original sum assured as the number of premiums paid bears to the whole number payable — provided such paid-up policy is not less than a specified minimum sum. Any existing Bonus (or a proportionate part thereof) is usually added and by some Offices the paid-up policy, if granted in lieu of a participating policy, is allowed to share in future profits. It is usual to stipulate that application for the paid-up policy must be made before expiry of the days of grace. This stipulation places the privilege on a different footing from those which become operative automatically and are therefore more properly described as non-forfeiture regulations.

Occasionally, under the heading “Non-Forfeiture”, attention is directed to the fact that if there is a sufficient surrender value the Office is prepared to grant a loan (by mortgage) to pay an overdue premium. But this necessitates an application from the policyholder, in addition to which his title must be clear and he must pay any stamp duty exigible. Accordingly the facility to borrow scarcely seems to be properly described as one of these privileges. As stated by *Dr. T. B. Sprague* in the paper above referred to: “..... if policies are to “strictly non-forfeitable, the calculated surrender value should in no “case be forfeited, but should be applied, in one way or other, for “the benefit of the assured or his representatives.”

There is considerable intricacy in some of these regulations. The rules of an Office may present no difficulty to those whose daily work lies in applying them. It is a different matter, however, with policyholders. They as a rule do not spend much time in reading the conditions of the contract even when the policy bears a prominently printed request that it be read. It is therefore unfortunate that, while some such regulations have been adopted by nearly all our Offices, the conditions are sometimes worded in such a way that

the meaning is far from clear. A policyholder may thus find, after many years' connection with an Office, that his Office does not afford him the same advantages as others give to their policyholders. There is a considerable difference in matters of detail between the regulations of different Offices. It is not easy to see how these differences can be eliminated until the rules which govern the granting of surrender values are brought more into line. But it should always be kept in view that the utmost possible simplicity in the regulations is essential to the full success of the scheme.

These regulations are more or less the result of the inability of policyholders to protect themselves. It has been argued that they have been carried too far and that they tend to discourage the payment of premiums. That of course is not the intention and if timely intimation is made to all the interested persons of the state of the policy when the regulations take effect the argument loses much of its force. It has also been contended that they result in some cases in ultimate loss of all benefit. But it does not seem impracticable for any Office to adopt a scheme under which this cannot happen. Instances are not wanting of legislation considered necessary in other countries for the protection of the insured and in a matter such as this equitable and suitable treatment of policyholders is more likely to be secured by the voluntary action of the Offices than by legal action which will probably entail the application of more hard and fast rules and is apt to defeat its own ends by the handicaps which are sure to follow in its train. It certainly seems preferable that Offices should forestall any such legislation by proving their desire to satisfy the wants of the insuring public as far as can safely be done.

As regards the various methods of applying surrender values, it is not possible to say beforehand which of these will prove most advantageous to an individual policyholder. But it may be worth while to discuss briefly some of the results of the different methods.

(1) Applying the surrender value to purchase a temporary assurance for the full amount of the policy (free from debt) will provide a satisfactory benefit if the risk determines within the term. At the present time the adoption of this plan appears to be compulsory in some parts of the United States of America. The objection to it is that the value of the temporary assurance must gradually decrease and if the risk does not determine during the term the policyholder will thereafter derive no benefit at all.

(2) Applying the surrender value year by year until it is exhausted results in maintaining the policy for a longer period but the assurance is a decreasing one. In the case of endowment assurances after several

premiums have been paid the value may suffice to keep the policy in force until the end of the term and leave a balance then payable. But, as the debt rapidly increases by the accumulation of premiums at compound interest, the sum payable in the event of a claim arising rapidly decreases and of course the surrender value likewise decreases. This plan will be more favourable to the policyholder than the previous one if a claim arises after the expiry of the term for which the temporary assurance would have been granted and before the value of the policy is extinguished by the debt. It has also the advantage that until that time the policy may be reinstated by payment of the arrears.

(3) Applying the surrender value to purchase a paid-up policy of a reduced amount for the same term as that of the original policy will prove less favourable than either of the other plans if a claim arises soon after the conversion. On the other hand the benefit can never be lost. This plan is of course preferable for the policyholder to that of merely holding at his credit the surrender value at the date of lapse, not only because an assurance is maintained but also because the surrender value of the paid-up policy must gradually increase.

Policies are frequently required as a family provision. Sometimes the purpose is specifically expressed in the policies and in terms of legal enactments the sum assured immediately becomes a trust fund for the benefit of the Assured's wife or family. In other cases the policies are assigned to trustees for the same purposes. Trustees do not usually have power to borrow. Notwithstanding this, loans (by mortgage) are sometimes granted of the sums required to keep the policies in force if there are no other funds available and if the Trustees and all the beneficiaries can be made parties to the transaction. If the beneficiaries are not all of legal age, a valid assignment of the policy cannot be given. In such cases the non-forfeiture regulations may prove of great value as the question of title does not arise. A temporary assurance seems to be the least suitable benefit for trust purposes and an assurance which is gradually reduced by the accumulation of debt appears little better and seems a contravention of the principle recognised in prohibiting trustees from borrowing on security of the trust property.

Failure to pay premiums probably results from financial embarrassment more frequently than from any other cause and, as there is frequently little prospect of ability to reinstate a policy by payment of the arrears, a paid-up policy — after a limited period of grace to

allow for cases where the embarrassment is only temporary — seems on the whole to provide the most suitable benefit.

It is impossible for an Office to enquire in each case into the cause of non-payment or to apply different rules in different cases. One set of rules must be adopted and applied throughout and these rules should be framed in such a way that they are easily understood by policyholders, easily applied in practice, and likely to supply the benefit most frequently desired.

IX a. — C₂.

Computation of policy values by premature cancellation of the contract (surrender values), Forfeiture Regulations, Liabilities of members of Mutual Insurance Companies.

By **Robert Ruthven Tilt**, F. I. A., London.

Synopsis.

Surrender values.

Definition of the contract of Life assurance. Fullest care to be taken of the interests of continuing policy-holders. In the absence of special provision the policy-holder has no legal claim for a surrender value. Board of Trade Returns give valuable information as to the position and practice of the various Companies. Guaranteed Minimum surrender values. Importance of the subject shown by statistics. Essays on the subject by Mess^{rs} *Crisford* and *Fulford* and *Dr. A. E. Sprague* briefly considered. Average surrender values (whole Life and Endowment assurances) of live groups of British Offices compared with the results of various suggested methods and with the O^m 3% Reserves. Limited payment and Endowment assurance "proportionate" paid up policies. Treatment of Participating Policies.

Forfeiture Regulations.

The methods adopted by British Offices grouped under 4 headings with remarks thereon.

Liabilities of Members of Mutual Insurance Companies.

Members protected by a clause in the policy. Also under the general law Companies are declared insolvent and wound up before the funds are exhausted. Tests for insolvency and for proof of claim against funds on the winding up.

A life assurance policy has been defined (*Bunyon* on the Law of Life Insurance) as

“A contract in which one party agrees to pay a certain sum upon the happening of a particular event contingent upon the duration of human life in consideration of the immediate payment of a smaller sum or certain periodical payments by another.”

In considering the various aspects of the business of life assurance it is well I think to keep before us this definition of the contract to remind us that the primary object of management should be to safeguard the interests of those policy-holders who continue their contracts to the natural termination. By the conditions under which life assurance business is generally transacted the large majority of the assured are in a similar position to that of the shareholders of a trading company, being directly interested in the amount of the surplus disclosed at the periodical stock-taking.

The objects of the executive of a Life assurance office may be stated as follows:

1. That the payment of the sums named in the policies should be absolutely secured;
2. that by economy of management, careful selection of lives and judicious investment of the accumulated premiums the surplus disclosed after due provision for liabilities may be as large as possible;
3. that this surplus may be distributed to the individual policy-holders as nearly as possible in the proportion in which their policies have contributed.

But whilst care should be taken that the continuing policy-holder derives the full benefit of his contributions to the common fund it cannot, I think, be considered equitable that his bonus should be swollen by the reserve set free when the contract is prematurely cancelled by the nonpayment of the periodical premium. This premium consists of two parts — one paid for the yearly risk and expenses of management, the other paid in anticipation of the period when the premium will not be sufficient to meet the yearly risk, this portion being, therefore, held in hand for the benefit of the policy in the future. On the premature termination of the contract, therefore, it must be considered just that the company should account to the policy-holder for this reserve, subject to the provision that on retirement a proper compensation is left in the funds for any loss or weakness entailed by the cancelment of the contract.

In the absence of any special provision as to surrender values in the policy or the prospectus of the company the assured will have

no legal claim against the office. There is no law in the United Kingdom compelling the allowance of surrender values. The general principles upon which the laws as to life assurance in the United Kingdom are based is to give the Companies freedom to conduct their business unfettered by State regulations, whilst requiring them to supply to a State Department (the Board of Trade) for the information of the public copies of their annual accounts in Statutory form, together with full information as to their periodical valuations, bonus declarations and general method of conducting business. To quote from *M. Geo. King*:

“Freedom and Publicity have been the foundations on which the insurance superstructure in this country has been built.”

The particulars thus supplied to the Board of Trade are designed to give the ordinary business man sufficient information to enable him to judge of the financial position and future prospects of the various Assurance Institutions. Whilst it is probable that these accounts and schedules are examined directly by few people yet they form the ground work of the Guides to Insurance and the newspaper criticisms which form important weapons in the armoury of the Insurance Agent.

With regard to the subject now under consideration Insurance Companies are required to supply with the details of their valuations:

“A table of minimum values, if any, allowed for the surrender of policies for the whole term of life and for endowments and endowment assurances or a statement of the method pursued in calculating such surrender values, with instances of its application to policies of different standing and taken out at various interval ages from the youngest to the oldest.”

Although this requisition of the Government by no means compels a company to pay a surrender value yet it may be said to be now the universal practice of British Offices to pay to the policyholder on the cancelment of the contract after the first few years a substantial part of the reserve held against the policy. A considerable number of companies now guarantee a minimum surrender value: it is usually expressed as a fixed proportion of the amount paid in premiums. The advantage of this practice is that it affords to the policyholder a ready rule of thumb method of determining the least amount which he will receive on the cancelment of the policy. The disadvantage is that there are at the different ages and durations great variations in the ratio between the amount paid in premiums and the proportion of those premiums which after payment of claims and expenses, remains in the custody of the company.

One third of the premiums paid will, in some cases, exceed the full reserve held against the policy whilst, on the other hand, it will, in the majority of instances, largely fall short of that reserve. This "minimum surrender value" is in fact almost invariably exceeded in practice when the policy has been in force for a great number of years.

Before proceeding to consider the various methods which have been suggested for the calculation of surrender values it may be well to give a few statistics.

The figures are taken from the annual Returns published by the Board of Trade during the last 5 years.

Year of Publication	Surrenders (vide Revenue account)	Loans on Policies (vide Balance Sheet)
1904	£ 1,393,000	£ 14,883,000
1905	1,599,000	16,018,000
1906	1,636,000	17,178,000
1907	1,706,000	18,168,000
1908	1,894,000	19,396,000

These figures serve to show the increasing importance of the subject, both to the offices and to the policy-holders and it is perhaps somewhat surprising not to find more references to the methods of calculation of surrender values in the records of the British Actuarial Institutions.

In February 1879 Mr. *G. L. Crisford* read before the Institute of Actuaries an Essay on "the values that should be allowed by a Life Office for the surrender of its policies".

The three principles which should govern the calculation of surrender values are stated by him as follows:

1. that under all circumstances, the reserve value must be the basis upon which the estimate is made;
2. that the full reserve value can never justly be allowed on surrender;
3. the deductions to be made should be ruled by the respective benefits surrendered in order to adjust the respective rights and claims of both the office and the policy holders.

Proceeding from these principles he suggests the following deductions from the office reserve for a whole-life non-profit policy:

1. a uniform reduction of 5 per cent as the allowance for the effect of withdrawals on the rate of mortality;
2. a deduction of an annuity for the remainder of life of $2\frac{1}{2}$ per cent of the office premium.

His formula for the surrender value is therefore $\cdot 95 {}_nV_x - \cdot 025 P_x a_{x+n}$;

For the surrender of bonus additions he proposes 95 per cent of the reserve;

For a paid-up policy he advocates the reduction of the sum assured in the ratio of the reserve to the value of the future premiums plus the reserve. the formula being therefore

$$\frac{{}_nV_x}{{}_nV_x + P_x a_{x+n}}.$$

A quarter of a century having elapsed since Mr. *Crisford's* paper was written it may be permissible to consider briefly the effect on his proposed method of alterations in the conditions and methods of business during the interval.

One of the most striking characteristics of modern times has been the adoption in the periodical valuations of more stringent life tables combined with lower rates of interest. The general effect of these changes has been to diminish the margin between the office premium and the premium used in the valuation, and thus to transfer the provision for expenses from the loading of the premiums to the surplus arising from the difference between the actual and assumed ratio of interest. Now the loading of the premium provides the same amount each year throughout the duration of the policy, but the surplus from interest being a function of the reserve value increases with the duration. The general effect thereof of the changes in valuation bases may be said to be to increase the reserve for the individual policy and to provide for the expenses of the transaction by an annuity increasing with the age of the policy. But concurrently with these changes in valuation methods there has been an increase in the cost of the business and a change in the incidence of that cost. Remuneration to the agent has been to a great extent concentrated on the first years premium so that the initial cost of a policy has increased whilst it is probable that the expenses of renewal have diminished.

Considering the policy-value retrospectively under modern conditions it may safely be said that until the policy has attained a considerable age the reserve held against it has not in a large number

of cases been fully provided by the policy itself, that is the office premiums less the actual expenses and the true contribution to claims, accumulated at the actual rate of interest will not provide the reserve.

These considerations seem to point to a modification of Mr. *Crisford's* principle that the reserve must be the basis of the surrender value. May it not be contended that the calculation for surrender should be made in accordance with actualities? But is at a full rate of interest and involving a premium adjusted to recoup the full cost of the policy.

Mr. *Fulford* in a paper read before the Institute in 1900 proceeding on lines somewhat similar to those of Mr. *Crisford*, but modified by the changed conditions to which I have referred, makes the following suggestions for valuations for surrender

1. A charge for initial expenses of £ 2.2 per cent which spread over the duration of the policy is equal to an annual charge of $\frac{.021}{a_{[x]}}$,
2. A charge of $2\frac{1}{2}$ per cent of the premiums for the proportion of general expenses thrown on the remaining policy-holders by the surrender,
3. Provision for adverse selection by the use of select Mortality Tables.

His formula for the surrender value may therefore be written

$${}_n(hV)_x = \left\{ \frac{.021}{a_{[x]}} + .025 P_x \right\} a_{[x+n]}.$$

His paid up policy is deduced by dividing the surrender value by a net single premium.

Dr. T. B. Sprague has suggested the use, in the calculation of surrender values, of select Mortality Tables and the adoption of the policy value ${}_{n-1}V_{x+1}$. This method of course involves a charge of the first year's premium for current risk and expenses.

Dr. A. E. Sprague in a paper read before the Faculty of Actuaries in January 1907 views the subject from a different standpoint and proposes a scheme which has the advantage of easy application and appears to give results approximating to values given in practice and which are in reasonable accordance with strict theory. He proposes first to find the amount of the paid-up policy and from this to deduce the surrender value.

$\frac{P_x}{P_{x+n}}$ being the amount of the assurance to be obtained at age $(x+n)$ on a healthy life for a premium P_x . $1 - \frac{P_x}{P_{x+n}}$ is the amount of paid-up policy for an assurance effected at age x after n years.

If the office premium is calculated by a "select" mortality table and loaded with a percentage and a constant this formula automatically makes allowance for expenses and selection.

For

$$1 - \frac{P_x}{P_{x+n}} = 1 - \frac{\Pi_{[x]} \overline{1+k+c}}{\Pi_{[x+n]} \overline{1+k+c}} = 1 - \frac{\Pi_{[x]} + h}{\Pi_{[x+n]} + h} \text{ if } h = \frac{c}{1+k}.$$

The constant being added to numerator and denominator the value of the fraction is increased and $1 - \frac{\Pi_{[x]} + h}{\Pi_{[x+n]} + h}$ is therefore less than $1 - \frac{\Pi_{[x]}}{\Pi_{[x+n]}}$.

In view of the initial expenses of the policy *Dr. Sprague* suggests the formula

$$1 - \frac{P_{x+1}}{P_{x+n}}.$$

To secure a smooth progression in the values of paid-up policies he has calculated a table of rates of premium for whole Life policies, not differing much from average office rates but loaded throughout by a constant of 4% and 10% the basis being $O^{(N)}_{m} 3\frac{1}{2}\%$ premiums.

In the cases of Limited Payment and Endowment assurance Policies the majority of offices guarantee "proportionate" paid-up policies — that is the amount of the paid-up assurance is determined by the proportion which the number of premiums paid bears to the maximum number payable under the terms of the policy. The amount of the paid-up policy to be used in the calculation of the surrender value is, therefore, in these cases, determined by rule of thumb.

Dr. Sprague shows that as a general rule by his formula the paid-up policy will be less in participating cases than in nonparticipating but as the rationale of the method involves in the first case participation in future profits this result was perhaps only to be expected.

It is pointed out, however, that there are several objections to the policy sharing in future profits and the author, therefore, suggests that the paid-up policies should in both cases be ascertained by the

formula $1 - \frac{P_{x+1}}{P_{x+n}}$ (non profit premiums) and that they should be non-participating policies.

The paid-up policy having been thus determined *Dr. Sprague* proposes that it should be treated as a well-secured reversion payable on the death of the assured and that the surrender value should be calculated at an investment rate approximating to the market rate for such transactions say $4\frac{1}{2}\%$ or a little less the lives being still treated as select.

His surrender value is, therefore, $A_{[x+n]} O^{[M]} 4\frac{1}{2}\% \left[1 - \frac{P_{x+1}}{P_{x+n}} \right]$.

In the case of single premium policies the $O^{[M]} 4\frac{1}{2}\%$ select values are too small in the early years of the policy and it is suggested that an arbitrary percentage of the single premium should be allowed: say 85% if the policy be non-participating: 90% if participating.

Having now brought under review briefly various methods which have been suggested as equitable on theoretical bases for the calculation of surrender values it may be well to consider the present practice of British Offices so far as information can be obtained from prospectuses and the Returns made to the Board of Trade. It must be remembered that in practice it is of importance to work by rules which may be applied with simplicity and ease rather than to employ elaborate formulas which can from the nature of the case be based only on doubtful assumptions.

It is now the custom of a large number of offices to guarantee a minimum surrender value of a certain proportion of the premiums paid: other offices whilst not giving a guarantee quote similar terms, as the minimum values given by them in practice. The financial position of the majority of British Offices is so strong and their practices so little likely to be modified adversely to policy-holders that it is probably immaterial in the case of any office of the first rank whether there is a guarantee of the surrender value or not. It is customary to accompany these statements as to surrender values with the qualification that the actual values are considerably larger when policies have been some years in force.

Many offices give either in the prospectus or in the Return to the Board of Trade specimens of the actual values allowed for various ages at entry and various durations of assurance. I have prepared from the statements of 12 offices a table of specimen surrender values for non-profit whole Life policies which I think may be taken as a measure of the values allowed by well-established offices carrying on business on the lines usually adopted in this country. Each of the twelve offices

has funds in excess of £ 2,000,000; it values its liabilities by Institute of Actuaries Tables at a rate not exceeding $3\frac{0}{10}$ and whilst it employs agents for the acquisition of business the ratio of expenses to premium income does not exceed $15\frac{0}{10}$. An inspection of the values quoted by these 12 offices shows a wide divergence of practice, there being in some instances a difference of $40\frac{0}{10}$ in the values allowed: for example, age at entry 30, duration 30 years, one office (charging a premium of £ 19.8.4) allows £ 385 for the surrender of a policy for £ 1000, whilst another office (charging a premium of £ 20.15.10) allows £ 265 only. There appear to be indeed two main principles adopted in the calculations for surrender, one to allow a fixed percentage of a reserve value irrespective of the duration of the policy or a method approximating to this rule: the other in agreement with the views expressed by the various writers on the subject, to allow a sum which represents a percentage of the reserve increasing as the duration increases.

It seems difficult to defend the first method: the longer the policy has been in force the greater is the fine imposed on the retiring policy-holders: his only remedy is to offer the policy for sale as an investment. The second method when applied in such a manner as to make a full but not excessive provision for the effect of the withdrawal on the remaining business appears to me to be equitable. It is not difficult by an inspection of the values allowed by a particular office to form an opinion as to which of these two principles the Company adheres in its calculations. I have, therefore, divided the twelve offices into two groups. Group (A) with surrender values representing a proportion of the reserves which increases rapidly with the age of the policy. Group (B) with surrender values representing a proportion of the reserve equal at all durations or increasing but slowly with the age of the policy.

The average surrender values of the two groups are given in the table which follows: they are compared with the values obtained by

1. The method suggested by Messrs. *Crisford* and *Fulford* ($4\frac{0}{10}$ values);
2. *Dr. A. E. Sprague* 4 and $4\frac{1}{2}\frac{0}{10}$ values;
3. The $4\frac{0}{10}$ values for an age at entry one year older and duration 1 year less than the actual age and duration and assuming the life to be still select;
4. The $4\frac{1}{2}\frac{0}{10}$ values by the aggregate table O^M for an age at entry one year older and duration 1 year less;
5. A fixed proportion of one third of the premiums paid;
6. The investment value that is office premium *Carlisle* $4\frac{1}{2}\frac{0}{10}$ values;
7. The O^M $3\frac{0}{10}$ full reserve.

Duration	Age at entry 30				Age at entry 40				Age at entry 50			
	5	10	20	30	5	10	20	30	5	10	20	30
Average office (Group A)	36·	84·6	210·	364·8	53·4	126·3	297·	491·7	78·2	182·4	400·9	606·
Surrender (" B)	36·	80·	181·	300·5	51·5	113·5	248·4	393·	73·5	159·3	333·7	500·
<i>Crisford</i> 4 ⁰ / ₁₀	38·8	94·5	232·3	395·4	60·1	141·6	325·4	514·4	90·8	203·7	429·7	—
<i>Julford</i> 4 ⁰ / ₁₀	16·6	75·2	217·3	388·5	41·2	124·5	315·9	513·5	73·1	189·9	423·9	—
<i>Sprague</i> 4 ⁰ / ₁₀	37·	91·3	224·2	383·1	55·9	133·8	310·3	495·4	81·	187·8	405·5	599·5
do 4 ¹ / ₂ ⁰ / ₁₀	32·9	82·	206·	360·	50·8	122·9	291·6	474·6	75·3	176·5	388·5	583·1
$n-1(hV)_{x+1} O^M$. . . 4 ⁰ / ₁₀	40·5	97·9	234·6	392·8	59·	139·7	317·5	515·7	83·1	190·7	405·8	—
$n-1V_{x+1} O^M$. . . 4 ¹ / ₂ ⁰ / ₁₀	41·3	98·7	236·9	402·3	59·3	141·4	327·5	522·8	86·4	200·5	432·7	637·8
One third of premiums paid	33·6	67·2	134·4	201·6	45·6	91·2	182·4	273·6	66·6	133·2	266·4	399·6
Investment value												
<i>Carlisle</i> 4 ¹ / ₂ ⁰ / ₁₀	—	36·6	160·2	348·	—	64·3	273·	469·	—	145·3	375·6	576·
O^M 3 ⁰ / ₁₀ Reserve . . .	64·9	135·	191·	464·9	87·7	181·6	381·1	575·4	120·6	243·8	481·2	678·3

The general conclusions to be drawn from an inspection of the figures of this table are, I think, that there is a tendency, in practice, to give a value too large for a surrender in the early days of a policy, whilst for long durations the deduction usually made from the full reserve seems excessive. The specimen values of Group A it will be noticed in nearly every case fall between the 4⁰/₁₀ and the 4¹/₂⁰/₁₀ values of *Dr. A. E. Sprague's* method.

The O^M 4¹/₂⁰/₁₀ values $n-1V_{x+1}$ agree very closely with the 4⁰/₁₀ values $n-1(hV)_{x+1}$. The former method gives values considerable greater than the average of Group A, but it is I believe used by one office at least.

There is a considerable difference of opinion amongst actuaries as to the average state of health of surrendering lives. On the one hand it is argued that impecuniosity being the usual reason for surrender the cancelment of the policy is frequently forced on the assured irrespective of his state of health; on the other hand it is said that every effort will be made by friends and relatives to keep up a policy if the assured is in bad health and that it should be considered that lives withdrawing are on the average better than those remaining. It seems to me advisable to give the continuing policy-holders the benefit of the doubt and to treat the surrendering lives as select.

Limited Payment Policies and Endowment Assurances.

In considering the values which should be allowed for the surrender of policies in these two classes it must be remembered that the majority

of British Offices in harmony with popular demand allow a proportional paid-up policy (after 2 or 3 annual premiums have been paid) corresponding to the number of premiums received. In many offices existing bonus additions are carried to the new policy; in others a proportion of the bonuses only is added and in some offices no bonuses are included. The system has much to recommend it: it is simple and readily understood by the public and as a rule the reserve for the proportional paid-up policy is less than the reserve for the original policy. At the older ages and for short term Endowment Assurances the paid-up amounts are somewhat too large.

In the following table I give specimen values for Endowment Assurances by various methods and for various terms and durations. The figures are for assurances maturing at age 60 but the values of Endowment Assurances are so little dependent on the ages at entry and maturity that they may be considered as applicable for the terms stated on the heading irrespective of the ages of the assured lives.

Endowment Assurances.

Original Term	10 years	20 years		30 years			40 years			
Duration	5	5	10	5	10	20	5	10	20	30
OM 3% net value of original policy	445	189	410	111	237	549	73.7	156.6	356	620
OM 3% net value of proportionate paid-up policy	435	168	381	89	200	508	52.7	118	299	573
Dr. A. E. Sprague's 4%	413	148	346	74	167	495	41	93	251	520
do 4½%	404	138	331	66	154	443	36	83	231	498
n-1V _{x+1} t-1 4½%	380.1	141.3	356.9	75.2	186.6	493.1	46.1	113.6	291.2	558
Average office value .		134	322	70	161	429	41	94	245	512

An inspection of these figures shows that the average office values do not differ much from the values obtained by *Dr. Sprague*. The method of assuming the first year's premium to be absorbed by new business expenses and current risk gives, as might have been expected, values too small for short term assurances but for the longer terms it does not appear, judging by the results of other methods, to make a sufficient allowance for the premature loss of the policy.

A comparison of the two tables shows that the average Endowment Assurance surrender value is a larger proportion of the $\frac{3}{4}\%$ reserve than is the whole life surrender value.

The surrender value of an Endowment Assurance must, as the policy approaches the end of the term, gradually merge into the amount of the sum assured and bonuses discounted for the remainder of the term and there is not therefore in a graduated scale of surrender values much scope for heavy deductions from the reserves except in the earlier years of the assurance.

Policies participating in profits.

It remains to consider what addition should be made to the surrender value calculated on a non-participating basis for the surrender of existing bonus additions and the right to participate in future profits. Most offices are content to state in making the Return to the Board of Trade that the value of the existing bonuses is added to the surrender value on the non-participating basis. It may be remarked however that the tables of values printed in various prospectuses show that the rates of interest used in the calculation of the cash values of bonus additions vary considerably and it may therefore be well to consider on what terms the office can afford to extinguish its present and prospective liabilities for bonus.

It appears to me that any additional contribution to the expenses account in respect of the larger premium paid under a participating policy may be waived: the initial expenditure will be practically the same and the additional annual expenditure is not worth consideration.

In the following tables I have taken, in the first instance, the case of an office which has for many years declared a reversionary bonus at the rate of 30/- per cent per annum on the sum assured only and in the second instance I have assumed a reversionary bonus declared quinquennially of 30/- per cent per annum that is £ 7.10.— quinquennially on the sum assured and previous bonus additions.

Column (2) shows the existing bonus additions immediately after the close of quinquennium;

(3) gives the select $4\frac{1}{2}\%$ value of the amount column (2);

(4) the select $4\frac{1}{2}\%$ value of future bonuses taken at 25% per annum;

(5) the value of an annuity of the additional premium paid for the right to participate;

(6) shows what I think may be called the market values of the bonus additions to the policies: that is the values which a purchaser would give with the reasonable hope of earning at least $4\frac{1}{2}\%$ on his investment.

Simple Reversionary Bonus of 30/-.

Age attained	Age at entry	Existing Bonus Additions	O[M] $4\frac{1}{2}\%$ values of			Market value (3) + (4) - (5)	Value of Existing Bonuses	
			Existing Bonuses	Future Bonuses taken at 25 - %	Future Contributions to Bonus		O[M] $3\frac{3}{4}\%$	O[M] $3\frac{1}{2}\%$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
50	20	45	19	9.2	4.3	23.9	24.7	22.6
	30	30	12.7	9.2	5.1	16.8	16.5	15.1
	40	15	6.4	9.2	6.1	9.5	8.2	7.5
60	20	60	32	8.7	3.4	37.3	39.1	36.6
	30	45	24	8.7	4.1	28.6	29.3	27.4
	40	30	16	8.7	4.9	19.8	19.5	18.3
	50	15	8	8.7	5.7	11	9.7	9.1
70	20	75	49.3	7.4	2.6	54.1	56.2	53.5
	30	60	39.4	7.4	3	43.8	45	43
	40	45	29.6	7.4	3.6	33.4	33.7	32.2
	50	30	19.7	7.4	4.1	23	22.5	21.5
	60	15	9.9	7.4	4.5	12.8	11.2	10.7

Compound Reversionary Bonus of 30/-.

Age attained	Age at entry	Existing Bonus Additions	O[M] $4\frac{1}{2}\%$ value of			3 + 4 - (5)	Value Existing of Bonuses	
			Existing Bonuses	Future Bonuses at 25 -	Future Contributions for Bonus		O[M] $3\frac{3}{4}\%$	O[M] $3\frac{1}{2}\%$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
50	20	54.3	23	15.7	5.5	33.2	29.8	27.3
	30	33.5	14.2	13.6	6.1	21.7	18.4	16.8
	40	15.5	6.6	11.8	6.7	11.7	8.5	7.8
60	20	78.3	42.1	16.5	4.4	54.2	51	47.8
	30	54.3	29.2	14.2	4.9	38.5	35.3	33.1
	40	33.5	18	12.3	5.6	24.7	21.8	20.4
	50	15.5	8.3	10.7	6.1	12.9	10.1	9.5
70	20	106.1	69.6	15.6	3.2	82	79.6	76
	30	78.3	51.4	13.5	3.6	61.3	58.8	56.1
	40	54.3	35.7	11.7	4.1	43.3	40.7	38.9
	50	33.5	22	10.1	4.5	27.6	25.1	24
	60	15.5	10.2	8.8	4.7	14.3	11.6	11.1

Columns (7) and (8) give the select 3% and $3\frac{1}{2}\%$ values of the existing bonuses. It will be seen that in the first table the $3\frac{1}{2}\%$ values are all smaller than the $4\frac{1}{2}\%$ market values and that in the second table the 3% values fall well below the $4\frac{1}{2}\%$ values. It is true that the values given in column (4) assume a yearly declaration of bonus but the margins shown in the tables are more than sufficient to cover this discrepancy between theory and practice.

I think, therefore, that offices declaring bonuses at the rates assumed above may fairly give, in the case of the simple reversionary bonus, a select $3\frac{1}{2}\%$ value of the existing bonuses and in the case of the compound reversionary bonus a select 3% value. It must be remembered that the cash appropriated to the policy out of realized profit, as a reserve for the reversionary sum, is larger than either the 3% or the $3\frac{1}{2}\%$ select value if the valuation has been made at 3% or less. The tables here given can readily be used for bonuses at a rate greater or less than $30/-$.

Forfeiture Regulations.

It is almost universally the practice of British Offices to allow a proportionate paid-up policy on the nonpayment of a premium on an Endowment Assurance policy or on a whole Life policy with premiums payable for a term of years only.

The regulation does not come into force as a rule until 2 or 3 yearly premiums have been paid and the paid-up policy then bears the proportion to the original sum assured that the number of premiums actually paid bears to the maximum number payable if the policy were kept in force. A comparison of the values of these paid-up policies with the reserves held for the original policies shows that the office can, except in rare instances, afford to grant this benefit although with varying degrees of profit. In most cases the sum assured is, on nonpayment of a premium, automatically and immediately reduced to the proportionate amount; but some offices keep the policy in force for a year (or 13 months including the 30 days of grace) before reducing the amount.

With regard to non-forfeiture regulations for ordinary whole Life policies the methods adopted by British Offices may be described under four headings.

1. The policy is kept in force for the full sum assured and bonuses until the unpaid premiums accumulated at interest have exhausted the surrender value which, of course, increases as the policy grows older although less rapidly than the debt for premiums charged against it;

2. The policy is immediately on the expiration of the 30 days of grace reduced to the paid-up amount corresponding to the surrender value:
3. The policy is kept in force for a short period, usually a year (or 13 months) and the surrender value is then held in hand until a claimant arises:
4. The policy is kept in force for a year (or 13 months) and the sum assured is then reduced to the paid-up amount corresponding to the surrender value.

At the first glance it may be thought that the first method is the most liberal but, on consideration it will be seen that there are some objections to it. An assignee of a policy who relied on the surrender value as the criterion of its value might through neglect find or inadvertence his security had in the cause of a few years altogether disappeared and that the policy had irretrievably lapsed. Some offices in fact having recently adopted this non-forfeiture method, stipulate that it shall only apply retrospectively (that is to policies previously issued) when the policy shall have been endorsed to the effect at the written request of the persons interested in the assurance.

The second method, although strictly fair, may press somewhat hardly when through inadvertence the premium has not been paid during the days of grace.

I think that if the third method is adopted, interest on the surrender value at (say) 3% should be allowed.

The fourth plan seems to me the most advantageous for the assured whilst the interests of the office are fully preserved. The period of a year gives time for notices to reach all persons interested in the policy and if these communications are disregarded then the owner of the policy gets the utmost value which he can expect: an assurance for a reduced sum assured with a surrender value increasing with the increasing age of the life assured.

Liabilities of Members of Mutual Insurance Companies.

This is a subject which it may be said with satisfaction is of very little importance to members of British Mutual Life Offices and it does not appear to be a matter upon which much can be written.

There is an almost invariable if not universal provision in the policies for the payment of claims out of the funds of the Society alone and this provision will exclude any liability other than one to external creditors.

But, irrespective of any such provision, under British law as it now stands, an Insurance Company insolvency will be declared long before its funds are exhausted and admitted claims remain unpaid.

Under the law previously to the Life Assurance Companies Act 1870 there were practically no means of stopping the operations of an Insurance Company until it failed to pay an accrued claim. But the 21st section of the act provides that the Court of Chancery "may order the winding up of any Company in accordance with the Companies Act 1862 on the application of one or more policy-holders or shareholders upon its being proved to the satisfaction of the Court that the Company is insolvent and in determining whether or not the Company is insolvent the Court shall take into account its contingent or prospective liability under policies and annuity and other existing contracts."

The act further provides that the Court, in the case of a Company which has been proved to be insolvent, may, if it thinks fit, reduce the amounts of the contract upon such terms and conditions as the Court thinks just. The meaning of this provision is that it should be ascertained what the Company can pay and that the contracts should be reduced accordingly, the members getting their share of the funds in the shape of a contract to pay a reduced sum assured.

When, therefore, an Insurance Society is declared insolvent the matter to be determined will not be the liability of the policy-holders to make further payments in addition to their contract premiums but the extent to which the benefit under the policy must be reduced or if the assets are distributed in cash, the abatement to be made in the ordinary reserve values must be determined.

The act of 1872 amending the act of 1870 provides that when a life assurance Company is being wound up the value of a policy is to be calculated by taking the difference between the present value of the reversion in the sum assured, including any existing bonuses, and the present value of the future annual premiums. The rate of interest to be assumed is 4⁰/₁₀₀, the mortality table to be used is that known as the Seventeen offices and the premiums to be valued are to be calculated at these rates of interest and mortality exclusive of any addition for office expenses and other charges.

In the case of participating policies no deduction will be made in applying the rules of the 1872 Act for that part of the future premiums which is attributable to the right to share in profits. The assured has taken his chance of bonuses and has lost. Bonuses already declared will not, however, be disturbed. Policies that become claims before proof of value will be allowed to prove for the full sum assured.

It is to be noted that the valuation regulations prescribed by the Act of 1872 are not necessarily those to be applied by the Court as a test of solvency but they are required to be used as a measure of the proportion of the funds to be allocated to the individual policies after the insolvency has been proved to the satisfaction of the Court. It seems probable, however, that the court would grant an application for winding up if a Company failed to pass such a test. It must be admitted that a Company should not be allowed to continue to receive premiums and pay claims in full if after taking into account its prospective receipts and payments it fails to show assets equivalent to its liabilities. Policies which mature soon will be paid in full at the expense of the remaining policies and new entrants will be called upon to contribute to the deficiencies of the part. Much criticism has however been passed upon the valuation method decreed by the Act of 1872. The principal objections which have been raised to it may be summarized as follows.

1. The Seventeen Offices $4\frac{0}{10}$ net premium does not represent the actual cost of the assurance and it is probably inconsistent with the past theory and practice of the Company.

2. A reserve of the entire loading is unnecessary as a test of solvency. The business might be carried on free of commission and with reduced expenses, with regard to the measure of the value of a policy upon insolvency it has been concluded that the true measure of the claim is represented by.

$(P_{x+n} - P_x)(1 + a_{x+n})$ where P_{x+n} represents the premium the assured would have to pay at the date of the proof of claim for a non-profit assurance and P_x is the premium actually payable.

It may be said, then, to summarize the position of members of a Mutual Society that the liabilities are confined by the express terms of the contract to the premiums quoted in the policy and that under the general law, an Insurance Company's existence will be terminated before its funds are exhausted.

IX a. — D.

Die neuen Regeln der schwedischen Lebensversicherungs - Aktiengesellschaften für Berechnung der Rückkaufs-, Darlehens- und Freibriefswerte einer Lebensversicherung.

Von **J. Tesdorpf**, Stockholm.

Seit Anfangs 1903 werden von allen schwedischen Lebensversicherungs-Aktiengesellschaften (mit Ausnahme der „Skåne“) und von der gegenseitigen Gesellschaft „Allmänna Lifförsäkringsbolaget“ neue Regeln für Berechnung der Rückkaufs-, Darlehens- und Freibriefswerte einer Lebensversicherung in Anwendung gebracht.

Da diese Regeln bis so weit nur wenig bekannt sein dürften, stelle ich mir vor, daß es von Interesse sein könnte, dem VI. internationalen Kongresse für Versicherungswissenschaft über diese Regeln sowie über die Untersuchung, aus welcher sie hervorgegangen sind, einen Bericht abzustatten.

Im Monat November 1903 wurde seitens der Direktoren der sieben schwedischen Aktiengesellschaften, welche den Lebensversicherungsverkehr betreiben, einem Komitee, bestehend aus dem Chef des Lebensversicherungsbureaus der „Försäkrings-Aktiebolaget Skandia“, *N. Stedt*, ferner dem Abteilungschef der „Lifförsäkrings-Aktiebolaget Thule“, unterzeichnetem *J. Tesdorpf*, und dem damaligen Abteilungschef der „Lifförsäkrings-Aktiebolaget Nordstjernan“, *Dr. Phil. H. Tiselius*, in Auftrag gegeben, gewisse Lebensversicherungsfragen zur Erörterung aufzunehmen und darunter Vorschlag zu neuen verbesserten Regeln für die Berechnung der Rückkaufs-, Darlehens- und Freibriefswerte einer Lebensversicherung auszuarbeiten.

Im Monat Juni 1904 wurde der Bericht über die Resultate der Komitee-Untersuchungen abgegeben, und aus diesem Berichte zitiere ich hier in extenso denjenigen Teil, welcher auf die vorgeschlagenen neuen Regeln Bezug hat:

I. R ü c k k a u f.

„Sämtliche Gesellschaften (d. h. alle schwedischen und repräsentativeren ausländischen Lebensversicherungsgesellschaften in Amerika, Deutschland, Dänemark, England, Frankreich, Norwegen und Österreich), bei welchen wir uns im Betreff der vorliegenden Materie informiert haben, legen selbstredend vor allem den mathematischen Wert der Versicherung (die Prämienreserve) zu Grunde für die Berechnung der Größe des Rückkaufswertes.

Die Bedingungen für den Rückkauf stimmen ferner bei den verschiedenen Gesellschaften noch insofern überein, daß — wenigstens bis daß die Versicherung eine Reihe von Jahren hindurch in Kraft gewesen ist — ein gewisser Abzug vom mathematischen Werte gemacht wird.

Dagegen erweisen die Prinzipien für die Bestimmung der Größe dieses Abzuges eine besonders reiche Variation.

Es wäre zu weitläufig und in dieser Verbindung wenig zweckmäßig, eine detaillierte Darstellung dieser verschiedenen Prinzipien zu erteilen, weshalb wir uns darauf beschränken werden, gewisse besonders hervortretende *Haupttypen* für die Bestimmung der Größe dieses Abzuges zu zitieren. Es läßt sich zwischen fünf dieser Haupttypen unterscheiden und nach diesen wird die Größe des Abzuges bestimmt zu:

1. einem gewissen festen Prozentsatz vom mathematischen Werte, jedoch mit einer Ermäßigung dieses Prozentsatzes bei Versicherungen mit vollbezahlter Prämie;

2. einem gewissen festen Prozentsatz vom mathematischen Werte zuzüglich eines gewissen festen Prozentsatzes von der Versicherungssumme;

3. einem mit steigendem mathematischem Werte fallenden Prozentsatz vom mathematischen Werte;

4. einem gewissen festen Prozentsatz vom mathematischen Werte zuzüglich eines mit wachsender Versicherungsdauer fallenden Prozentsatzes von der Versicherungssumme;

5. dem gegenwärtigen Werte der Belastung derjenigen Prämien, deren Entrichtung laut des Versicherungsvertrages noch aussteht.

Diejenige dieser Haupttypen, der sich die meisten Gesellschaften, darunter sämtliche schwedische Aktiengesellschaften mit Ausnahme der „Skåne“, angeschlossen haben, ist die erstgenannte, welche einen gewissen fixen, prozentweise zu berechnenden Abzug vom mathematischen Werte vorsieht. Wie indessen schon bei mehreren Gelegenheiten nachgewiesen. ist dieses Prinzip für die Berechnung des Abzuges aus

mehreren Gesichtspunkten sowohl den Anforderungen der Versicherungstechnik wie aller Gerechtigkeit und Billigkeit zuwider.

Der gegenwärtig von den meisten schwedischen Aktiengesellschaften benützte Modus für die Berechnung der Größe des beregten Abzuges ergibt selbstredend im Anfang der Versicherungsdauer, wenigstens bei der Mehrzahl der Versicherungsformen, abnorm hohe Rückkaufswerte, die der Gesellschaft in der Regel bedeutende Verluste verursachen; nach Ablauf einer längeren Zeit der Versicherungsdauer wird dagegen das Verhältnis ein umgekehrtes, d. h. der Versicherte macht beim Rückkauf einen abnorm hohen Verlust und die Gesellschaft einen unbilligen Gewinn.

Dasselbe gilt im Prinzip auch für die zweite der oben genannten Haupttypen.

Bei den unter 3. und 4. genannten Haupttypen sind die an den beiden früheren Typen haftenden Ungelegenheiten gewissermaßen vermieden worden, indem der Abzug hier anfangs nach einem höheren Prozentsatze bestimmt wird, um der Gesellschaft bei frühem Rückkauf einen zu großen Verlust zu ersparen, und späterhin nach einem niedrigeren Prozentsatze, um dem Versicherten einen unverhältnismäßigen Verlust zu ersparen. Gegen beide ist indessen anzumerken, teils daß der Abzug, sobald er im Verhältnis zu, sei es der Versicherungssumme, sei es dem mathematischen Werte betrachtet wird, ein viel zu willkürlicher und ohne effektive theoretische Grundlage erscheint, teils noch daß Diskontinuitäten schwerlich vermeidbar sind.

Was nun schließlich die unter 5. beregte Haupttype betrifft, welche bei gewissen dänischen Gesellschaften Anwendung findet, so scheint uns diese die am wenigsten unvollkommene zu sein, teils weil das leitende Prinzip in derselben wenigstens einer befriedigenden theoretischen Motivierung Raum gibt, teils weil sich bei deren Anwendung Diskontinuitäten in der Größe des Rückkaufswertes vermeiden lassen.

Wir sind jedoch der Ansicht, daß auch die hier beregte Methode in gewissen Beziehungen einer Modifikation bedarf, und werden im nachstehenden dies näher entwickeln.

Eine durchaus rationelle Grundlage für die Berechnung des Rückkaufswertes einer Versicherung ist nicht leicht zu erlangen. Verschiedene Faktoren kommen in dieser Verbindung in Betracht, und unter denen dürfen im allgemeinen die beiden folgenden als die wichtigsten angesehen werden:

1. *Die Selektion*, welche sich in Bezug auf den Gesundheitszustand in der Weise geltend machen kann, daß diejenigen Personen, welche ihre Versicherung zum Rückkauf anbieten, im allgemeinen nicht kränkliche und schwache, sondern vielmehr vollgute Risiken sein dürften. Es ist demnach zu befürchten, daß der Versicherungsbestand durch das Ausscheiden solcher Personen so zu sagen geschwächt wird, weshalb eine bezügliche Kompensation bei der Berechnung des Rückkaufswertes am Platze erscheint.

2. *Die Amortisation der Abschlußkosten*. Die von der Gesellschaft zwecks Zustandebringung der Versicherung bevorschußten Beträge bilden eine Schuld, welche der Versicherte durch die jährlichen Prämienzahlungen allmählich zu tilgen hat; es ist daher nur recht und billig, wenn die Gesellschaft beim Rückkauf sich den noch rückständigen Teil dieses Vorschusses vergüten läßt.

Wenn nun auch der unter 2. gedachte Umstand einen Widerspruch nicht zuläßt, so dürfte aber die Hypothese wegen eines besonders guten Gesundheitszustandes bei denjenigen Personen, die Rückkauf nachsuchen, nicht so ganz unanfechtbar sein. Wir verweisen in diesem Zusammenhange an Äußerungen des Herrn Professors *Westergaard* beim 3. skandinavischen Lebensversicherungs-Kongresse gelegentlich einer Diskussion der Frage wegen Rückkauf. Wie man es den Akten entnehmen kann, zog er es in Zweifel, ob diese Hypothese als zutreffend zu betrachten wäre.

Unter allen Umständen ist es nur die Erfahrung, welche in dieser Frage ausschlaggebend sein kann. Eine Statistik der Sterblichkeit unter denjenigen, deren Versicherung durch Rückkauf aufgehoben ist, würde hier die Richtschnur bilden. Hätte man eine solche Statistik und eine davon abgeleitete Sterblichkeitstabelle, so könnte man bei der Rückkaufsberechnung die Kapitalwerte der Verpflichtungen der Gesellschaft sowie des Versicherten nach dieser Sterblichkeitstabelle schätzen und würde dadurch einen richtigen Maßstab für diejenige Rücksicht erhalten, welche beim Rückkauf auf den nachteiligen Einfluß der befürchteten Selektion zu nehmen wäre.

Eine solche Statistik von einigem Werte existiert indessen, uns bekanntlich, nicht, wenigstens keine auf skandinavischer Erfahrung basierte. Die von der „Svenska Lifförsäkringsbolaget“ anläßlich ihres zehnjährigen Bestehens herausgegebene Denkschrift enthält eine Statistik der Sterblichkeit unter den Ausgetretenen; diese Statistik ist indessen nicht von hinreichender Umfassung und Observationszeit, umfaßt daneben außer denjenigen, die Rückkauf genommen haben, noch solche Personen, die aus anderen Gründen ihre Versicherung annullierten; für den hier gedachten Zweck kann dieser Statistik somit

keine Bedeutung beigemessen werden. Das Komite hat somit den Gedanken aufgeben müssen, bei der Lösung dieser Frage zu einer völlig gerechten Schätzung des unter 1. genannten Umstandes zu gelangen. Dagegen hat das Komitee — auf die Initiative der Herren Lektor *Dr. Jäderin*¹⁾ und Professor *Dr. Fredholm*²⁾, welche bei der Behandlung dieser Frage herangezogen waren und uns ihren Beistand gefälligst geleistet haben — umfassende Versuchsrechnungen bewerkstelligen lassen über Fälle, wo es angenommen wurde, daß die Sterblichkeit unter den Ausgetretenen 20% niedriger war, als in der Sterblichkeitstabelle vorgesehen (d. h. in der Tabelle der 17 englischen Gesellschaften). Die hieraus später konstruierten Rückkaufswerte — in welchen die unter 2. beregte Amortisation der Abschlußkosten auch mit inbegriffen war — erwiesen sich indessen aus verschiedenen Gesichtspunkten nicht praktisch anwendbar.

Auch erscheint es dem Komitee nicht angebracht, die Berechnung der Rückkaufswerte — bei der gegenwärtigen Lage dieser Frage — auf eine derartige willkürliche Hypothese betreffend die Sterblichkeit unter den Ausgetretenen zu basieren. Schon in der Annahme einer prozentischen Ermäßigung der ganzen Linie entlang, von den Sterblichkeitskoeffizienten der Sterblichkeitstabelle um einen und denselben Prozentsatz, liegt ja eine Willkürlichkeit, welcher kaum Motive von Belang dürften beigemessen werden können: hierzu kommt noch das Willkürliche in der numerischen Bestimmung dieses Prozentsatzes.

Indessen ist es dem Komitee gelungen, durch ein anderes Vorgehen eine Methode für die Berechnung des Rückkaufswertes zu finden, welche, wie es scheint, sowohl auf die Sicherheit der Gesellschaft wie auf berechnete Ansprüche seitens des Versicherten Rücksicht nimmt. Diese Methode ist aus einer Analyse derjenigen Verpflichtungen hervorgegangen, welche an jedem besonderen Zeitmoment der Gesellschaft in ihrem Verhältnis zum Versicherten ebenso gut wie dem Versicherten in seinem Verhältnis zu der Gesellschaft obliegen. Die Verpflichtung der Gesellschaft besteht darin, den Versicherungsbetrag in Gemäßheit der Bestimmungen des Versicherungsbriefes auszubezahlen, und die Verpflichtung des Versicherten besteht darin, die stipulierten Prämienbeträge an bestimmten Zeitpunkten zu entrichten.

Zunächst resultiert daraus, daß sich gewisse *Grenzen* aufziehen lassen, innerhalb deren der Betrag der dem Versicherten in der Form von Rückkauf zustehenden Vergütung sich bewegen muß, bei der Annullierung eines Versicherungsvertrages, welcher fortdauernd zur Prämienzahlung verpflichtet.

¹⁾ Aktuar der „Thule“.

²⁾ Aktuar der „Skandia“.

A. *Der kleinste Betrag*, worauf der Versicherte Anspruch dürfte machen können, ist der Unterschied zwischen den Kapitalwerten der Verpflichtungen einerseits der Gesellschaft zur Bezahlung des Versicherungsbetrages und andererseits des Versicherten zur Einzahlung der noch rückständigen *Bruttoprämien*.

B. *Der größte Betrag*, welcher in der Form eines Rückkaufes auszuzahlen wäre, ist der Unterschied zwischen den Kapitalwerten der Verpflichtungen einerseits der Gesellschaft zur Bezahlung des Versicherungsbetrages und andererseits des Versicherten zur Einzahlung der noch rückständigen *Nettoprämien*.

Der unter B. gedachte Betrag repräsentiert eben den mathematischen Wert der Versicherung, und da die Bruttoprämie = der Nettoprämie zuzüglich des sogenannten Bruttozuschlages ist, kann man den beiden A. und B. die folgende Formulierung geben:

A. *Der kleinste Betrag*, worauf der Versicherte in der Form von Rückkauf dürfte rechnen können, ist der mathematische Wert abzüglich des Kapitalwertes von dem ganzen Bruttozuschlage der rückständigen Prämien.

B. *Der größte Betrag*, welcher in der Form eines Rückkaufes auszuzahlen wäre, ist der mathematische Wert der Versicherung.

Beiläufig gesagt ist der unter A. genannte Betrag der von den dänischen Gesellschaften festgesetzte Rückkaufswert.

Der Vorschlag unseres Komitees zur Berechnung des Rückkaufswertes einer prämienschuldigen Versicherung geht nun dahin, daß dieser Wert die *Durchschnittszahl* ausmachen soll, der in den beiden Alternativen A. und B. genannten größten und kleinsten der überhaupt in Frage kommenden Beträge, oder mit anderen Worten:

Der Rückkaufswert einer prämienschuldigen Versicherung mit Prämienzahlung während der ganzen Versicherungsdauer repräsentiert den mathematischen Wert abzüglich des Kapitalwertes von dem halben Bruttozuschlage der noch rückständigen Prämien.

Inwiefern diese Regel alle berechtigten Anforderungen zu erfüllen vermag, welche bei der Abrede sowohl seitens der Gesellschaft als seitens des Versicherten aufgestellt werden können, geht aus einer Untersuchung des Zwecks des Bruttozuschlages hervor. Dieser Zuschlag bezweckt nämlich:

- a) die laufenden Verwaltungskosten zu bestreiten;
- b) die Abschlußkosten zu tilgen;
- c) derjenigen Unsicherheit das Gegengewicht zu halten, welche an den der Berechnung der Nettoprämien zugrunde liegenden Prinzipien haftet (sogenannter Sicherheitszuschlag).

Bei der Annullierung des Versicherungsvertrages erscheint es nun unstreitbar, daß der Versicherte von seiner Obliegenheit, den unter *a)* genannten Teil des Bruttozuschlages zu entrichten, befreit sein sollte, daß hingegen der Teil *b)* unter allen Umständen von demselben voll zu entrichten sei.

Was nun den Teil *c)*, den sogenannten Sicherheitszuschlag, anbelangt, so erscheint es fraglich, ob die Gesellschaft bei der Berechnung des Rückkaufswertes dessen *ganzen* rückständigen Kapitalwert für sich appropriieren soll, in Anbetracht des Umstandes, daß das Risiko ja faktisch aufhört. Wenn man die Hypothese wegen einer Risiko-Selektion festhält, ließe sich indessen ein derartiges Verfahren motivieren.

Mit Kenntnis von der Verteilung der geltenden Bruttozuschläge auf die unter *a)*, *b)* und *c)* genannten speziellen Zwecke, würde man nun durch Kapitalisierung der unter *b)* und *c)* genannten Teile der rückständigen Prämien denjenigen Abzug vom mathematischen Werte finden können, wozu die Gesellschaft bei Rückkauf befugt sein sollte.

Nun dürfte der Bruttozuschlag indessen vom Anfang an nicht so streng mathematisch berechnet sein, daß eine numerische Begrenzung der unter *a)*, *b)* und *c)* genannten Teile davon jedenfalls möglich wäre. Aus diesem Grunde ist das Komitee zu der Hypothese gelangt, daß die *Hälfte* des Bruttozuschlages den unter *b)* und *c)* genannten Zwecken entsprechen dürften.

Die Methode unseres Komitees führt klärlich dazu, daß die Rückkaufswerte eine allmählich steigende Skala bilden, indem sie je nach der Größe des zurückgelegten Teils der Versicherungsdauer sich immer den mathematischen Werten nähern, um schließlich beim Ausgang der Versicherungsdauer vollständig mit letzteren zusammenzufallen.

Die Rückkaufswerte würden im allgemeinen im Anfang der Versicherungsdauer sich niedriger als die jetzigen gestalten; insbesondere wird dies bei Versicherungen mit langer Zeit für die Prämienzahlung der Fall sein, vor allem bei Todesfallsversicherung mit Prämienzahlung während der ganzen Lebensdauer. Bekanntlich sind die jetzt geltenden Rückkaufswerte eben für Versicherungen letzterer Art entschieden viel zu hoch.

Andererseits werden durch die sukzessive Reduktion des vom mathematischen Werte zu machenden Abzuges alle Diskontinuitäten in den sogenannten Übergangsfällen aufgehoben werden. Eine derartige Unbilligkeit, wie sie unter gegenwärtigen Umständen besteht, indem z. B. der Rückkaufswert einer gemischten Lebens- und Kapitalversicherung, deren Kapital in einem oder in einigen wenigen Jahren zur

Auszahlung fällig wird, nur $\frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes ausmacht, würde bei Anwendung der neuen Rückkaufswerte nie eintreffen können.

Unsere Methode besitzt übrigens noch den Vorzug vor den von gewissen Gesellschaften jetzt angewandten, willkürlich aufgestellten Scalas, wonach der Rückkaufsprozent steigt je nach dem Steigen des mathematischen Wertes, daß ihr theoretisch nachweisbare Prinzipien zu Grunde liegen, wodurch sie gerechter wird und Inkonsequenzen in der Anwendung nicht zur Folge haben kann.

Im Gegensatz zu den meisten der vorerwähnten ziemlich willkürlichen Scalas wird nach unserem Vorschlage der Rückkaufswert niemals während der Versicherungsdauer die Höhe des mathematischen Wertes erreichen, was in dem Umstand gebührend motiviert sein dürfte, daß eine Annullierung der Versicherung doch stets gewissermaßen als ein Kontraktsbruch zu betrachten ist, welcher einer gewissen Buße verfallen sollte. Daneben ist auch zu berücksichtigen, daß die Gesellschaft, dadurch daß sie der Prämienreserve der Versicherung beraubt wird, unter anderem des durch die Placierung der Reserve eventuell zu erzielenden Zinsgewinnes verlustig geht.

Man wird sich fragen müssen, wie der Umstand, daß der Rückkaufswert nach Ansicht des Komitees nie die Höhe des mathematischen Wertes erreichen darf, auf die Berechnung des Rückkaufswertes einer *prämienfreien* Versicherung einwirken wird. Es hat ein Abzug zu erfolgen, allein in Bezug auf dessen Größe ist man an bloße Schätzungen verwiesen. Praktische Rücksichten scheinen dafür zu sprechen, daß der Rückkaufswert prämienfreier Polizzen von gleichem Auszahlungsalter nur von dem Alter des Versicherten am Zeitpunkt des Rückkaufes abhängig sein sollte, hingegen unabhängig von der Anzahl Jahre, für welche die Prämienzahlung bereits erfolgt ist. Nehmen wir als Beispiel eine Lebensversicherung mit Auszahlung sobald der Versicherte volle 90 Jahre alt ist oder bei früherem Todesfalle, so läßt sich die Sache so denken, daß der Abzug gleich dem Kapitalwerte eines gewissen mit der Versicherungssumme proportionalen, jährlich während der rückständigen Lebensdauer des Versicherten zahlbaren Betrages wird. Nach verschiedenen Versuchsberechnungen hat das Komitee als einen passenden Wert für diesen Konstanten 0.1% der Versicherungssumme, d. h. 1 Krone pro mille vorschlagen wollen. Hieraus resultiert, daß der Abzug vom mathematischen Werte, welcher beim Rückkaufe einer prämienfreien Todesfallversicherung von Kr. 1000.— zu erfolgen hat, gleich dem Kapitalwerte einer unmittelbar anfangenden Leibrente von Kr. 1.—; — für das Alter des Versicherten am Zeitpunkt des Rückkaufes ist.

Nehmen wir nun den Fall, wo eine Todesfallversicherung durch abgekürzte Prämienzahlung erworben wird, so ist zunächst evident, daß die vorgenannte generelle Regel für die Rückkaufsberechnung bei identischer Prämienzahlungs- und Versicherungsdauer auf den gegenwärtigen Fall nicht unmittelbar Anwendung finden kann: solchenfalls würde nämlich beim Ausgang der Prämienzahlungsdauer der Rückkaufswert den ganzen mathematischen Wert darstellen. Wie die Methode in diesem Falle zu modifizieren ist, ohne Störung der nötigen Einheit des Vorschlages, ist indessen nicht schwer zu bestimmen.

Von dem Grundprinzipie ausgehend, daß der halbe Bruttozuschlag die dem Abzuge zu Grunde liegende Norm ist, denke man sich diesen halben Zuschlag bei abgekürzter Prämienzahlung durch zwei Teile u und v ersetzt, von welchen der erstere u nur während der Prämienzahlungsdauer, v dagegen während der ganzen Versicherungsdauer zahlbar ist. Da nun v nach dem vorstehenden auf $0.1^0\%$ der Versicherungssumme bestimmt ist, so ergibt eine einfache Berechnung den Wert für u , wonach der Rückkaufswert gleich dem mathematischen Werte abzüglich des Kapitalwertes von u während der rückständigen Prämienzahlungsdauer beziehungsweise von v während der rückständigen Lebensdauer wird.

Die jetzt skizzierte Methode für die Berechnung von Rückkaufswerten bei abgekürzter Prämienzahlung und von Freibriefen bei Todesfallversicherung kann unbehindert auch auf gemischte Lebens- und Kapitalversicherung Anwendung finden.

In den beigegeführten Tabellen findet man Beispiele auf Rückkaufswerte einiger der gewöhnlichsten Versicherungskombinationen berechnet sowohl nach der jetzt geltenden Methode als nach derjenigen unseres Komitees. Wir möchten indes pointieren, daß bei Versicherungen mit Prämienzahlung ein- für allemal die für Freibrief auf die Lebensdauer angegebenen Rückkaufswerte nur auf solche Fälle Geltung haben, wo die Versicherung wenigstens schon 1 Jahr in Kraft gewesen ist. Da indessen diese Versicherungen in der Regel sofort können beliehen werden, so ist bei der Normierung der Darlehensmarge auch der mit u bezeichnete Teil des Bruttozuschlages vom mathematischen Werte mit abzuziehen.

Nun kann man sich die Frage stellen, was wohl das ökonomische Resultat einer Änderung in der Berechnung der Rückkaufswerte gemäß der hier angegebenen Methode werden kann. Die Frage läßt sich von zwei verschiedenen Gesichtspunkten aus anschauen und zwar teils von demjenigen der Gesellschaft, teils von dem des Versicherten.

Den beigegeführten Tabellen wird man entnehmen können, daß für die gewöhnlichsten vorkommenden Versicherungsformen und Eintritts-

alter im Durchschnitt zirka 8 Jahre der Versicherungsdauer verfließen dürfte, bis daß die neuen Rückkaufswerte auf die Höhe der gegenwärtigen gelangen. Wir haben bei der „Skandia“, der „Nordstjernen“ und der „Thule“ eine Untersuchung der im Laufe der Jahre 1902—1903 stattgefundenen Rückkäufe vorgenommen und dabei gefunden, daß die Durchschnittsdauer der zurückgekauften Versicherungen betrug:

in „Skandia“	8·02 Jahre
„ „Nordstjernen“	8·24 „
„ „Thule“	6·23 „

Ein Vergleich der Anzahl der zurückgekauften Versicherungen, die nicht über 8 Jahre alt waren, mit der ganzen Anzahl der während der Jahre 1902—1903 zurückgekauften Versicherungen ergab:

in „Skandia“	91·22%
„ „Nordstjernen“	63·92%
„ „Thule“	70·86%

Dieses Resultat deutet darauf hin, daß der Schwerpunkt zurückgekaufter Versicherungen innerhalb derjenigen Sphäre liegt, worin die gegenwärtigen Rückkaufswerte durchschnittlich größer sind als die von uns vorgeschlagenen.

Aus dem Gesichtspunkt der Gesellschaft erscheint also die Durchführung dieser Veränderung vorteilhaft in rein ökonomischer Beziehung. Kommt noch hierzu, daß infolge der durchweg niedrigeren Rückkaufswerte bei kürzerer Versicherungsdauer die, sowohl für die Gesellschaft als für den Versicherten, nachteiligen Annulationen, besonders solche bei relativ kurzer Versicherungsdauer, sicherlich abnehmen würden, so stehen also noch fernere Vorteile bei der Aufnahme dieser Methode zu gewinnen.

Gegen das jetzt von uns vorgeschlagene Prinzip für die Berechnung der Rückkaufswerte läßt sich eine ernstlichere Anmerkung richten, welche von praktisch-administrativen Schwierigkeiten diktiert ist.

Es läßt sich nämlich nicht bestreiten, daß unsere Methode seitens der Agenten und des Publikums schwieriger zu deuten sein wird als die Gegenwärtige, insbesondere in der Beziehung, daß die Dauer, nach Verlauf welcher Rückkauf möglich ist, sowohl von der Versicherungsart als vom Eintrittsalter abhängig wird.

Wenn man andererseits in Erwägung zieht, daß der in der jetzigen Formulierung der Rückkaufswerte eingehende Begriff „mathematischer Wert“ den meisten Agenten (unerwähnt solcher Personen, die gar keinen Einblick in die Versicherungstechnik besitzen) ein dunkler Begriff ist, welcher sich unmöglich in populärer, leichtverständlicher Weise korrekt definieren läßt, und bedenkt man daneben noch, daß eine Formulierung in Prospekten etc. eines verwickelten Systems für

die Rückkaufsberechnung sehr wohl und zweifelsohne zum entschiedensten Vorteil aller Interessierten sich durch ausführlichere Tabellen der Rückkaufswerte ersetzen läßt, so dürften diese Umstände geeignet sein, die gegen die Aufnahme des Systems von einem praktisch-administrativen Gesichtspunkte aus etwa zu erhebende Bedenlichkeiten zu beseitigen.

In dieser Verbindung möchten wir erwähnen, daß die dänischen Gesellschaften, welche eine in ihren Konsequenzen zu denselben etwa denkbaren Schwierigkeiten wie hier hervorgehoben führende Methode in Anwendung bringen, uns bekanntlich keine nennenswerten Ungelegenheiten davon erfahren haben.

Selbstverständlich läßt sich die oben dargelegte Theorie für die Berechnung der Rückkaufswerte unverändert anwenden, welche Sterblichkeitstabelle für die Prämienberechnung auch zu Grunde gelegt wird.

II. Darlehen gegen Hinterlegung des Versicherungsbriefes als Pfand.

Die Prinzipien für die Berechnung von Darlehen auf Versicherungsbriefe sind selbstredend analog derjenigen für Rückkauf. Jedoch gestatten wir uns vorzuschlagen, daß vom Rückkaufswerte immer so viel reserviert wird, daß der Gesellschaft Deckung für auflaufende Zinsen gesichert wird, und ferner, daß die Darlehensbeträge aus Bequemlichkeitsrücksichten auf nächstuntere zehn Kronen abgerundet werden.

III. Freibrief.

Diejenigen Methoden für die Berechnung von Freibrief, welche nach unseren Erkundigungen in verschiedenen Gesellschaften angewandt werden, erweisen nicht ganz so bedeutende Variationen wie es bei Rückkauf der Fall ist.

Es läßt sich zwischen zwei wesentlich verschiedenen Grundprinzipien unterscheiden, und zwar

1. einem, laut dem der mathematische Wert, sei es gänzlich oder mit einem gewissen Abzug, als eine ein- für allemalige sei es Netto- oder Brutto-Prämie für das Alter des Versicherten beim Aufhören der Prämienzahlung betrachtet wird.

2. und einem zweiten, laut dem der Freibrief einen so großen Teil der Versicherungssumme ausmacht, wie die Anzahl der bezahlten Prämien einen Teil der vom Anfang an festgestellten Prämienanzahl darstellt (sogenannte Freibriefsberechnung pro rata der Versicherungsdauer).

Was nun die Zeit betrifft, welche vom Datum der Versicherung an verflossen sein muß, ehe der Versicherungsnehmer zum Bezug eines Freibriefes berechtigt wird, so variiert dieselbe höchst wesentlich in den verschiedenen Gesellschaften. In gewissen Fällen ist, z. B. Freibrief erhältlich schon nach Bezahlung der ersten Prämie, in anderen Fällen erst nach Ablauf einer Anzahl Jahre, welche Anzahl entweder dem für Rückkauf stipulierten Zeitraume entspricht oder in vielen Fällen auch kürzer ist. Häufig erhält der Versicherungsbrief einen solchen Wortlaut, daß derselbe im Falle eines Aufhörens der Prämienzahlung, als ein Freibrief von reduziertem Betrage gelten bleibt.

Schließlich erwähnen wir, daß einige Gesellschaften eine gewisse Minimalgrenze für die Größe des Freibriefes feststellen, wobei der Versicherte im Falle, wo die Berechnung einen diese Grenze nicht erreichenden Betrag ergibt, nur an Rückkauf verwiesen wird. Was nun zunächst die für den Bezug von Freibrief erforderliche Versicherungsdauer angeht, so scheinen theoretische sowie praktische Rücksichten dafür zu sprechen, daß *dieselbe gleich der für Rückkauf Geltenden stipuliert wird.*

Würde Freibrief vor Rückkauf eingeräumt, so könnte dies leicht zu Mißbrauch Anlaß geben in der Weise, daß zuerst Freibrief und sodann Rückkauf beantragt würde. Zur Vorbeugung derartiger Manöver wäre die Etablierung besonderer Bestimmungen betreffend Rückkauf reduzierter Polizzen von Nöten, Bestimmungen, die allerdings mehr oder weniger willkürlich sein würden, und welche unter allen Umständen die Einheit aufheben würden, welche wir unseren ganzen Vorschlag hindurch festzuhalten suchten. Kann man somit die Frage, *wann* Freibrief erhältlich sein soll, ziemlich leicht abfertigen, so ist dagegen die Frage wegen der *Größe* desselben eine weitaus Verwickeltere.

Lassen wir die oben unter 2. gedachte Methode, als jeder theoretischen Begründung entbehrend, gänzlich unberücksichtigt, so hat man wohl am liebsten, wie bei der Frage wegen Rückkauf der Fall war, gewisse Grenzen aufzuziehen, innerhalb welcher der Freibriefsbetrag liegen soll.

A. *Der kleinste Betrag*, den der Versicherte beanspruchen kann, ist der *Rückkaufswert*, als einmalige *Brutto*-Prämie betrachtet.

B. *Der größte Betrag*, worauf der Versicherte rechnen könnte, ist der *volle mathematische Wert*, als einmalige *Netto*-Prämie betrachtet.

Die von unserem Komitee empfohlene Berechnungsweise würde Freibriefsbeträge ergeben, die sich innerhalb dieser Grenzen bewegten.

Betrachtet man die Situation am Zeitpunkt einer etwa beantragten Reduktion auf Freibrief, so findet man zunächst, daß die Gesellschaft

sich den Kapitalwert von dem ganzen für die Amortisation der Abschlußkosten bestimmten Teile des Bruttozuschlages von der ursprünglichen Versicherung vergüten lassen muß.

In Betreff der Verwaltungskosten so bleiben dieselben ja, wenn auch wesentlich reduziert, bestehen, selbst nach der Reduktion. Die Gesellschaft kann somit nicht, wie bei Rückkauf, den Versicherten von *jedem* Beitrage zu den künftigen Verwaltungskosten befreien, muß sich vielmehr den Kapitalwert *eines Teiles* von dem für diesen Zweck bestimmten Anteile des Bruttozuschlages vergüten lassen.

Andererseits dürfte es nicht erforderlich sein, für den vollen Betrag des sogenannten Sicherheitszuschlages Deckung zu suchen, weil ja die Versicherungssumme und eo ipso das Risiko wesentlich reduziert worden sind.

Da nun, wie früher gesagt, eine schärfere Distinktion zwischen den verschiedenen Teilen des Bruttozuschlages nicht gemacht werden kann, halten wir dafür, daß die Verminderung des Sicherheitszuschlages und der Beitrag zu der künftigen Verwaltung einander ungefähr ausgleichen, und daß man also von dem Grundprinzip ausgehen kann, daß das Guthaben des Versicherten bei der Berechnung von Freibrief dem Rückkaufswerte der ursprünglichen Versicherung gleich ist.

Es wird dann sehr leicht, die Größe des Freibriefes zu bestimmen. *Die Freipolizze sollte nämlich so festgestellt werden, daß ihr Rückkaufswert, berechnet nach der unter I angegebenen Methode, dem Rückkaufswerte der ursprünglichen Versicherung gleichkommt.* Wir zitieren hier ein Beispiel. Eine Person, 30 Jahre alt, nimmt eine Versicherung von Kr. 10.000.—, zahlbar beim Todesfalle und mit Prämienzahlung während 20 Jahre, und beantragt, 40 Jahre alt — somit nach einer zehnjährigen Versicherungsdauer — den Bezug eines Freibriefes. Nach den beigefügten Tabellen beträgt der Rückkaufswert an diesem Zeitraum

Kr. 1645:70.

Eine prämienfreie Versicherung von Kr. 1.— für eine Person, 40 Jahre alt, hat nach den beigefügten Tabellen einen Rückkaufswert von

0.36518.

Die reduzierte Versicherung wird folglich auf einen Betrag x lauten, in der Weise bestimmt, daß:

$$x \cdot 0.36518 = 1645:70$$

$$\text{d. h. } x = \text{Kr. } 4500.—$$

Die hier angedeutete Methode für die Freibriefsberechnung ist auch folgendermaßen auszudrücken: *Der Freibrief soll die Quote*

zwischen dem Rückkaufswerte der ursprünglichen Versicherung und dem Rückkaufswerte einer prämienfreien Versicherung von Kr. 1— ausmachen. Das Komitee ist auch in dieser Frage den dänischen Gesellschaften ziemlich nahe gekommen. Die einzige Unübereinstimmung besteht eigentlich darin, daß diese Gesellschaften den Rückkaufswert als eine ein- für allemalige Netto-Prämie betrachten, und der Freibrief infolgedessen der Quote zwischen dem Rückkaufswerte und dem vollen mathematischen Werte einer prämienfreien Versicherung von Kr. 1— gleich wird.

Da der Unterschied zwischen dem vollen mathematischen Werte einer prämienfreien Versicherung und deren Rückkaufswert ziemlich unbedeutend ist, so ergibt der Vorschlag unseres Komitees unwesentlich höhere Freibriefe als die dänische Methode.

Der wesentlichste Beweggrund für uns zur Modifizierung nach oben angegebener Richtung hin, der von den dänischen Gesellschaften angewandten Methode ist dieser, daß die reduzierte Versicherung dadurch am Zeitpunkt der Reduktion denselben Rückkaufswert als die ursprüngliche beibehalten wird.

Gemäß derjenigen Regel, welche die Größe des Freibriefes durch die Annahme des ganzen mathematischen Wertes als einmalige Netto-Prämie bestimmt, erhält man einen Freibrief, dessen Rückkaufswert größer ist als derjenige der ursprünglichen Versicherung.

Durch die Annahme des Rückkaufswertes als einmalige Netto-Prämie erhält man einen Freibrief, dessen Rückkaufswert kleiner ist als derjenige der ursprünglichen Versicherung.

In beiden Fällen müssen also spezielle Annahmebestimmungen stipuliert werden, damit daß man unter gewissen Verhältnissen nicht in Anomalien gerät.

Nun werden alle dergleichen Ausnahmsbestimmungen durch unseren Vorschlag überflüssig; welcher eine vollkommene Einheitlichkeit in der Berechnung von Rückkauf und von Freibrief ergibt.

Ein weiterer Vorteil unserer Methode wird sich bei der Behandlung der Frage wegen der Folgen versäumter Prämienzahlung konstatieren lassen.

Die Frage, ob die Gesellschaft den Bezug von Freibriefen in immer so kleinen Beträgen einräumen soll, oder ob etwa die Fixierung einer Minimalgrenze dafür erwünscht wäre, haben wir in dieser Verbindung nicht zur Erörterung aufnehmen wollen.

In der gegenwärtigen Übersicht über die von unserem Komitee behandelten Fragen wegen Rückkauf und Freibrief haben wir uns lediglich mit der Lebensversicherung beschäftigt. In Bezug auf reine

Kapitalversicherungen auf Lebensfall, aufgeschobene Leibrenten, sowie Leibrenten zugunsten des Überlebenden haben wir Berechnungen nicht bewerkstelligt, da es ja vorläufig in unseren Intentionen lag, die neuen Prinzipien in den gewöhnlichsten vorkommenden Fällen hinreichend zu beleuchten.

Es unterliegt indessen keinem Zweifel, daß ein analoges Grundprinzip sich nicht auch auf Berechnungen über Versicherungen der genannten Kategorie anwenden läßt“.

Der obige Komiteevorschlag hat allmählich Gehör gefunden, teils weil er basiert — wie er ist — auf theoretisch motivierten Grundlagen, die an den älteren Methoden haftenden Diskontinuitäten beseitigt, teils weil er Werte gibt, welche als weit gerechter als die früher angewandten angesehen werden müssen.

Doch wurden Bedenklichkeiten gegenüber der Berechnungsmethode laut, weil sie als zu kompliziert erschien, worauf der Aktuar der „Skandia“, Herr Professor *Fredholm*, der Frage eine eingehende Prüfung widmete und es dazu brachte, eine besonders einfache Formel aufzustellen, welche die durch die etwas kompliziertere Methode des Komitees erhaltenen Rückkaufswerte mit überraschender Genauigkeit wiedergibt.

Die Formel des Herrn Professor *Fredholm* für die Berechnung der Rückkaufswerte lautet wie folgt (R bezeichnet hier den Rückkaufswert, M den mathematischen Wert und S die Versicherungssumme):

$$\begin{aligned} R &= M - 0.04(S - M) \\ &= 1.04 M - 0.04 S. \end{aligned}$$

Nach dieser Formel berechnen nunmehr, wie oben gesagt, alle schwedischen Lebensversicherungs-Aktiengesellschaften (mit Ausnahme der „Skåne“) und die gegenseitige Gesellschaft „Allmänna Lifförsäkringsbolaget“, ihre Rückkaufs- und Darlehenswerte.

Die Freibriefswerte werden unter Zugrundelegung der auf diese Weise gefundenen Rückkaufswerte gemäß der von dem Komitee vorgeschlagenen Methode berechnet.

In den Tabellenbeilagen findet man einige Beispiele der nach der neuen Methode berechneten Rückkaufs- und Freibriefswerte zum Vergleich mit solchen der alten Berechnungsmethode.

Rückkaufswerte.

Kapitalversicherung auf Todesfall à Kr. 1000— mit Prämienzahlung bis erreichten
90 Lebensjahren.

Eintritts- alter	Alte Methode ($= \frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode	Alte Methode ($= \frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode
Nach 5 Jahren			Nach 10 Jahren	
20	25·01	0	54·47	35·52
30	37·26	11·67	81·04	72·39
40	57·69	40—	122·45	129·79
50	83·35	75·58	170·72	196·72
Nach 15 Jahren			Nach 20 Jahren	
20	89·02	83·44	129·63	139·75
30	132·51	143·75	190·27	223·84
40	192·18	226·49	265·29	327·87
50	259·16	319·36	344·62	437·87

Kapitalversicherung auf Todesfall à Kr. 1000— mit Prämienzahlung in 20 Jahren.

Eintritts- alter	Alte Methode ($= \frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode	Alte Methode ($= \frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode
Nach 5 Jahren			Nach 10 Jahren	
20	51·18	30·97	113·82	117·83
30	65·15	50·34	144·65	169·58
40	85·23	78·19	186·11	218·08
50	106·73	107·99	226·70	274·63
Nach 15 Jahren				
20	190·76	224·52		
30	242·36	296·07		
40	305·23	383·25		
50	365·79	467·23		

Rückkaufswerte.

Gemischte Versicherung bis erreichten 50 Lebensjahren à Kr. 1000.—.

Eintritts- alter	Alte Methode ($= \frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode	Alte Methode ($= \frac{3}{4}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode
	Nach 5 Jahren		Nach 10 Jahren	
20	67·08	53·02	149·87	167·81
30	128·30	137·91	288·67	360·29
40	329·17	416·45	1000.—	1000.—
Nach 15 Jahren		Nach 20 Jahren		
20	252·53	310·17	380·85	488·11
30	491·05	641·05	1000.—	1000.—

Kapitalversicherung auf Todesfall à Kr. 1000.— mit vollbezahlter Prämie.

Alter	Alte Methode ($= \frac{9}{10}$ des mathematischen Wertes)	Neue Methode
20	226·80	222·08
30	253·80	278·56
40	342·90	356·52
50	433·50	461·58
60	540.—	584·13
70	648.—	708·98
80	744·30	820·24
90	1000.—	1000.—

Freibriefswerte.

Kapitalversicherung auf Todesfall à Kr. 1000.— mit Prämienzahlung bis erreichten 90 Lebensjahren.

Eintritts- alter	Alte Methode	Neue Methode	Alte Methode	Neue Methode
	Nach 5 Jahren		Nach 10 Jahren	
20	106'—	0	209'—	128'—
30	129'—	37'—	252'—	203'—
40	160'—	99'—	302'—	281'—
50	184'—	145'—	340'—	337'—
	Nach 10 Jahren		Nach 20 Jahren	
20	308'—	265'—	403'—	392'—
30	367'—	354'—	469'—	455'—
40	424'—	434'—	528'—	561'—
50	479'—	493'—	595'—	618'—

Kapitalversicherung auf Todesfall à Kr. 1000.— mit Prämienzahlung in 20 Jahren.

Eintritts- alter	Alte Methode	Neue Methode	Alte Methode	Neue Methode
	Nach 5 Jahren		Nach 10 Jahren	
20	217'—	125'—	437'—	423'—
30	226'—	160'—	449'—	450'—
40	236'—	193'—	459'—	472'—
50	236'—	207'—	451'—	470'—
	Nach 15 Jahren			
20	661'—	714'—		
30	671'—	729'—		
40	674'—	735'—		
50	675'—	721'—		

Freibriefwerte.

Gemischte Versicherung bis erreichten 50 Lebensjahren à Kr. 1000 —.

Eintritts- Alter	Alte Methode	Neue Methode	Alte Methode	Neue Methode
	Nach 5 Jahren		Nach 10 Jahren	
20	186'—	131'—	359'—	352'—
30	263'—	244'—	500'—	531'—
40	507'—	508'—	1000'—	1000'—
	Nach 15 Jahren		Nach 20 Jahren	
20	517'—	548'—	660'—	718'—
30	756'—	782'—	1000'—	1000'—

IX a. — E.

Berechnung der Polizzenwerte bei vorzeitiger Vertragslösung.

Von **Julius Altenburger**, Budapest.

Eine moderne Kodifikation des Versicherungsvertragsrechtes gibt es in Ungarn nicht. Das ungarische Handelsgesetz vom Jahre 1875 enthält zwar so detaillierte Vorschriften bezüglich des Versicherungsvertrages wie kein anderes Gesetz jener Zeit, das gesamte Versicherungswesen hat sich jedoch seither derart entwickelt, daß die Vorschriften jenes Gesetzes, die damals wohl modern gewesen sein dürften und in vielen Stücken auch jetzt noch vollauf bestehen können, in mancher Beziehung veraltet erscheinen.

Bezüglich des Rückkaufs der Lebensversicherungspolizze enthält dieses Gesetz überhaupt nichts. Es ist weder die Pflicht der Unternehmung, die Polizze zurückzukaufen, gesetzlich festgelegt, noch auch ausgesprochen, daß in einer anderen Art eine Entschädigung den aus tretenden Versicherten zu gewähren sei. Lediglich in jenen Fällen, in denen das Gesetz den Rücktritt der Unternehmung vom Versicherungsvertrage zuläßt, beziehungsweise die Ungültigkeit oder Rechtsunwirksamkeit des Vertrages feststellt, bestimmt es auch darüber, ob, und wenn ja, in welcher Höhe, dem Versicherungsnehmer eine Entschädigung von seiten der Unternehmung zu gewähren ist.

Als vor zirka 15 Jahren eine Bewegung bezüglich der Reform der Versicherungsgesetzgebung in Ungarn zu beobachten war, eine Bestrebung, der auch mehrere mehr oder minder gelungene Gesetzesentwürfe entstammen, die neben der Regelung der öffentlich-rechtlichen Seite des Versicherungsbetriebes auch einige Teile des Vertragsrechtes umfaßten, wurde von verschiedenen Seiten auf diesen Mangel des Handelsgesetzes hingewiesen und ausdrücklich verlangt, daß ein gesetzliches Anrecht des Versicherten auf „*die Prämienreserve seiner Versicherung*“ statuiert werde. Zu jenen Zeiten habe ich mich eingehend

mit der Frage der rechtlichen Natur des Deckungskapitals und der rechtlichen Seite der Frage des Polizzenrückkaufes befaßt und die Ergebnisse meiner Untersuchungen verschiedentlich, sowohl in ungarischer, wie in deutscher Sprache veröffentlicht.¹⁾ Meine Ansicht über diese Frage hat sich seither dem Wesen nach nicht geändert und wenn ich es nun unternehme, meine Ansicht bezüglich der zu schaffenden gesetzlichen Vorschriften neuerdings darzulegen, so werde ich nichts wesentlich Neues sagen können. Ich will aber versuchen, diejenigen Punkte, die meiner Ansicht nach von wesentlicher Bedeutung sind, ganz kurz in das richtige Licht zu rücken.

I. Die rechtliche Seite der Frage.

Die Frage des Polizzenrückkaufes zerfällt theoretisch in zwei Teile. Der erste Teil betrifft die Rechtsfrage: ob dem Versicherten ein Rückkauf zuzugestehen sei oder nicht; der zweite Teil ist dagegen eine technische Frage: wie hoch soll der Rückkaufswert bemessen werden?

Die Rechtsfrage kann meines Erachtens nur dann gelöst werden, wenn man zunächst die Vorfrage betreffend die rechtliche Natur des Deckungskapitals beantwortet. Die Beantwortung dieser Vorfrage erfordert in erster Reihe eine genaue Kenntnis der technischen Struktur des Lebensversicherungsvertrages, denn nur hierdurch wird man in der Lage sein, die erforderlichen rechtlichen Distinktionen in aller Schärfe durchzuführen.

Ein Grundprinzip des modernen Lebensversicherungsvertrages ist, daß die Versicherungsnehmer die Prämie für eine bestimmte Zeitdauer im voraus zu entrichten haben. Diese Zeitdauer kann entweder mit der Dauer der Versicherung überhaupt übereinstimmen oder einen Bruchteil der letzteren betragen, in welchem Falle die volle Versicherungsdauer in gleiche Zeitabschnitte (Jahre oder Jahresbruchteile) zerlegt wird. Das Wesentliche bei dieser Zerlegung ist, daß es sowohl im Interesse der Unternehmung wie in jenem der Gesamtheit der Versicherten gelegen ist, daß die voraussichtliche Leistung der Unternehmung in dem Zeitabschnitte, für welchen die Prämie bezahlt wurde, in den bereits geleisteten Prämienzahlungen ihre volle Deckung finde. Dies trifft sowohl bei der Versicherung von einem fixen oder mit der abgelaufenen Versicherungsdauer wachsenden Kapitale auf den Todes-

¹⁾ Állami ellenőrzés az életbiztosítás terén. Közgazdasági Szemle, 1898. — Az életbiztosítási díjtartalékról. Magyar Biztosítási Évkönyv, 1899. — Die Theorie des Polizzenrückkaufes in der Lebensversicherung, Österr. Vers.-Zeitung, 1900. — Az életbiztosítási törvényhozásról. Biztosítási és Közgazd. Lapok, 1907. — A biztosító társaságok számadásai. Kereskedelmi Szakoktatás, 1908.

fall von erwachsenen Personen, wie auch bei den Versicherungen auf den Erlebensfall und zwar sowohl bei einmaliger, als auch bei periodischer, gleichbleibender Prämienzahlung ohneweiters zu. Bei den Versicherungen von abnehmenden Kapitalien auf den Todesfall, bei den Versicherungen von Leibrenten im einseitigen Überlebensfalle, u. a. ist dagegen eine Untersuchung von Fall zu Fall erforderlich, ob diesem Prinzipie bei gleichbleibenden periodischen Prämien Genüge geleistet wird oder nicht. Im letzteren Falle wird die Begünstigung der periodischen Prämienzahlung nicht oder nur teilweise gewährt.

Der einzige scheinbare Ausnahmefall von diesem Prinzipie, wenn nämlich die ersten Prämienraten zur Deckung der eigentlichen Versicherungsleistung und der bereits erwachsenen Unkosten nicht ausreichen, stellt sich — wie ich im technischen Teile meiner Ausführungen zeigen werde — nicht als eine wirkliche Abweichung von diesem Prinzipie dar, so daß man feststellen kann, daß die Versicherten im allgemeinen nicht als Schuldner der Unternehmung auftreten, sondern im Gegenteile fast ausnahmslos ein Forderungsrecht gegen die Unternehmung haben.¹⁾ weil ihre eventuellen späteren Leistungen zur Deckung der späteren Leistungen der Unternehmung an sich nicht ausreichen würden. *In den geleisteten Prämienzahlungen wurde ein Mehr gegenüber den bereits geleisteten Zahlungen der Unternehmung entrichtet, wesentlich aus dem Grunde, damit die spätere Minderleistung auf die Höhe des Bedarfes ergänzt werden könne.* Durch die Tatsache, daß dieses Mehr geleistet wurde, daß demnach dem Versicherten ein Forderungsrecht gegenüber der Unternehmung zusteht, will man die Anschauung begründet sehen, daß *den Versicherten ein Eigentumsrecht auf das Deckungskapital zustehe. Diese Anschauung ist aber vollständig irrig.* Dies geht sowohl aus versicherungstechnischen, wie auch aus rechtlichen Erwägungen hervor.

Das Deckungskapital entsteht bei geregelter Geschäftsgänge wohl aus den anfänglichen Mehrleistungen der Versicherten (retrospektiver Vorgang), sein Zweck ist jedoch ausgesprochen der, daß es im Vereine mit den späteren Zahlungen der Versicherten und der zu erwartenden Kapitalerträge die Unternehmung in die Lage versetze, ihren sämtlichen Verpflichtungen, und zwar sowohl denjenigen, die in den Ver-

¹⁾ Der Fall der Stundung der Prämie oder ein dem Versicherungsnehmer gewährtes Darlehen auf die Polizze bilden auch keine Ausnahme von diesem Prinzipie, weil sie einestheils in der Regel in dem Werte des Forderungsrechtes ihre Deckung finden und andernteils ganz besondere Rechtsgeschäfte darstellen, die mit dem Versicherungsvertrage wohl in kausalem Zusammenhange stehen, nicht aber aus dem eigentlichen Vertrage fließen, sondern bloß durch Nebenbedingungen oder separate Abmachungen geregelt werden.

sicherungsverträgen dirckt ausgesprochen sind, wie auch jenen, die ihr durch die Pflicht einer ordnungsmäßigen Geschäftsführung erwachsen, gerecht werden könne (prospektiver Vorgang) und es darf in der Wirklichkeit gar nicht als Axiom hingestellt werden, daß beide Arten des Vorgehens unbedingt zu denselben Resultaten führen müßten, wie dies leider in den elementaren Handbüchern der Versicherungstechnik allgemein geschieht.

Angesichts dessen, daß man sich bezüglich der Zukunft immer mit mehr oder minder begründeten Hypothesen begnügen muß, ist es überhaupt unmöglich, die Höhe des erforderlichen Deckungskapitals zu berechnen, dasselbe kann nur geschätzt werden. Für diese Schätzung stehen viele Wege offen. Es kann zum Beispiel ein solches Minimum des Deckungskapitals geschätzt werden, welches menschlicher Voraussicht nach eben nur knapp ausreicht, was allerdings von keiner besonderen Vorsorge zeugen würde.

Die Versicherungsunternehmungen vertreten dagegen wohlweislich einen anderen Standpunkt, da sie die Solvenz und die Stabilität ihrer Unternehmung mit bedeutenden Kautelen zu umgeben wünschen. Es wäre somit eine große Frage, wie das Deckungskapital zu bestimmen wäre, damit demselben der Charakter eines den Versicherungsunternehmungen bloß zur Verwaltung anvertrauten Eigentums der Versicherten beigemessen werden könnte.

Dies bezieht sich zunächst auf das ganze Deckungskapital für alle bestehenden Versicherungen. Zu diesen Schwierigkeiten, die man hier überwinden muß, gesellen sich noch andere, wenn man von dem *Deckungskapital einer einzelnen Versicherung* sprechen wollte.

Dieser Begriff ist eigentlich in sich ein Widerspruch. Das Versicherungsgeschäft ist ja doch nur dadurch möglich, daß man große Massen gleichartiger Einzelfälle zusammenfaßt. Zur Zeit des Geschäftsabschlusses kann man sich über die versicherungstechnischen Qualitäten der einzelnen Individualfälle ein Urteil bilden, wenn dieses Urteil auch oft nicht ganz zutreffend sein wird. im Laufe des Geschäftes fehlt aber jede Unterlage zur Beurteilung des Risikos, welches die einzelnen Fälle darbieten, es kann somit nicht einmal von einer näherungsweisen Schätzung des erforderlichen Deckungskapitals für die einzelnen Fälle die Rede sein.

Ich glaube also, daß es schon aus technischen Gründen unmöglich ist, den Versicherten ein Eigentumsrecht an dem Deckungskapital zuzuschreiben.

Dies kann aber auch vom reinen Rechtsstandpunkte aus nicht geschehen. Das Deckungskapital ist wohl allerdings ein Garantiefonds, der aus den Mehrleistungen der Versicherten entsteht, welche

Mehrleistungen sodann in dem weiteren Verlaufe des Versicherungsgeschäftes durch entsprechende Minderleistungen kompensiert werden.

Hieraus folgt aber nur das Recht der Versicherten, diese Kompensation durch die weitere Aufrechterhaltung der Versicherung tatsächlich herbeizuführen, nicht aber ohneweiters das Recht auf die Zurückzahlung des Zuvielgezahlten. Mit anderen Worten: *Daraus, daß der Versicherte anfangs mehr bezahlt, als für die Deckung des laufenden Risikos erforderlich ist, entsteht für ihn wohl ein Forderungsrecht gegen die Unternehmung, Gegenstand dieser Forderung ist aber kein Geldbetrag, sondern das Recht auf die Fortsetzung der Versicherung zu den ursprünglich vereinbarten Bedingungen.*

Das Deckungskapital selbst ist rechtlich nur das sichtbare Zeichen dessen, daß die Unternehmung diese Forderung anerkennt und ihr gerecht zu werden wünscht.

Es liegt allerdings im öffentlichen Interesse, daß das Deckungskapital für seinen Zweck auch ausreichend sei, doch hat dies mit jenem speziellen Rechte, welches einem einzelnen Versicherten aus seiner Versicherung zukommt, nichts weiter zu tun.

Die Frage, ob dem Versicherten irgend ein Anspruch auf Entschädigung zustehe, im Falle er seine Versicherung freiwillig aufgibt, müßte demnach vom strengen Rechtsstandpunkte aus verneint werden, weil ein solches Recht aus dem Wesen des Lebensversicherungsvertrages nicht abgeleitet werden kann.

Es wäre aber verfehlt, wollte man hieraus den Schluß ziehen, daß dem austretenden Versicherten eine Abgangsentschädigung ohneweiters zu verweigern wäre. Das Wort „*summun jus summa injuria*“ gilt auch hier.

Das Recht des einzelnen Versicherten, seine Versicherung zu den ursprünglich vereinbarten Bedingungen aufrecht zu erhalten, hat einen Wert, wenn es auch unmöglich ist, diesen Wert genau zu bestimmen, und es wäre gewiß unrecht, wollte die Unternehmung diesen Wert, im Falle die Partei nicht in der Lage oder auch nicht gewillt ist, ihr Recht geltend zu machen, ohneweiters ihren geschäftlichen Überschüssen einverleihen. *Der allgemeine Grundsatz der Billigkeit erfordert es, daß die Unternehmungen dieses, einen Geldwert repräsentierende Recht in der Form eines Kaufes sich aneignen.* Der Kauf kann gegen Zahlung von Bargeld oder aber gegen eine andere entsprechende Versicherungsleistung erfolgen. Die Geschichte lehrt, daß die Unternehmungen diese Opportunitätspflicht, auch ohne dazu gesetzlich gezwungen worden zu sein, bereits seit langer Zeit anerkennen, indem sie sich in ihren Versicherungsbedingungen zum Rückkaufe beziehungsweise zur Gewährung von Abfertigungspolizzen verpflichten.

Es kann allerdings auch vorkommen, daß der Wert des Rechtes auf Fortsetzung der Versicherung negativ ist. Die Unternehmung hat nämlich vor allem Auslagen zu bestreiten, um die einzelnen Versicherungsgeschäfte abzuschließen. Sie tut dies wohl auch in ihrem eigenen Interesse, aber auch im Interesse ihrer Klienten, weil nur die große Masse die Stabilität des Geschäftes verbürgen kann. Es ist klar, daß die Unternehmung dies nur dann tun kann, wenn ihr in den Prämien der Gegenwart dieser Aufwendung für die Geschäftserwerbung zufließen wird. Diese Aufwendungen sind beträchtlich, sie übersteigen in vielen Fällen den Betrag der ersten Jahresprämie, wogegen der Unternehmung zumeist gar keine Rechtsmittel zu Gebote stehen, mehr als die erste Jahresprämie (laut ungarischer Gerichtspraxis bloß die erste Prämienrate) vom Versicherungsnehmer beanspruchen zu können. In allen denjenigen Individualfällen, wo durch den Austritt der Versicherten ein Teil der Abschlußkosten ihrer Versicherung ungetilgt bleibt, entstehen der Unternehmung positive Verluste, was gleichbedeutend ist damit, daß das Recht des Versicherten auf Fortsetzung seiner Versicherung einen negativen Wert hat und eigentlich als Pflicht zur Fortsetzung gedeutet werden sollte. Wie bereits erwähnt, stehen aber der Unternehmung die Rechtsmittel nicht zu Gebote, den Versicherten zur Erfüllung dieser seiner Pflicht zu zwingen, so daß sie sich in diesen Fällen nur durch die Überwälzung dieser Verluste auf die versichert bleibenden schützen kann.

Infolge des Grundprinzips aller Versicherung, laut dessen einer für alle und alle für einen aufzukommen haben, ist die Unternehmung hierzu berechtigt und nur dieser Umstand versetzt sie überhaupt in die Lage, für die Anwerbung von Versicherungen größere einmalige Auslagen zu machen. Die Unternehmung basiert dasjenige Risiko, welches sie in dieser Beziehung trägt, auf die statistische Gewißheit, daß die überwiegende Mehrzahl der Versicherten sich des Rechtes auf die Fortsetzung der Versicherung tatsächlich bedient.

Es wäre gewiß absurd, wollte man für einen solchen Versicherten, der durch seinen Austritt der Unternehmung beziehungsweise den vertragstreuen Versicherten einen Verlust verursacht, noch ein Recht auf eine Abgangsentschädigung dekretieren. Wir müssen also nur jene Fälle weiter im Auge behalten, in welchen das Recht auf die Fortsetzung der Versicherung einen positiven Wert hat.

Bei der Ermittlung des Wertes dieses Rechtes, beziehungsweise der Entschädigung für den Verzicht auf dasselbe, wird sowohl der Schaden des Versicherten als auch der Verlust oder Gewinn der Unternehmung zu berücksichtigen sein. Es handelt sich hiebei um einen Kauf- und Verkaufhandel, bei welchem die Preisbestimmung in

gegenseitigem Einvernehmen erfolgen muß, weil keine Schablone in jedem Falle gleich gerecht sein kann.

Aus all diesem geht hervor, daß die Bestimmung, der man in den Bedingungen der meisten Versicherungsunternehmungen begegnet, laut welcher den Versicherten nur unter gewissen Bedingungen das Recht auf eine Abgangsentschädigung zuerkannt wird, vollauf begründet ist; sie läßt erkennen, daß das Recht auf die Abgangsentschädigung niemals als ein aus dem Versicherungsvertrage selbst entspringendes inhaerentes Recht, sondern seit jeher als ein Opportunitätsrecht aufgefaßt wurde. Und diese Auffassung ist allein richtig, wie sich aus dem Gesagten unzweifelhaft ergibt.

Es steht nun allerdings dem nichts entgegen, daß die Verpflichtung der Unternehmung zur Gewährung einer Abgangsentschädigung an austretende Versicherte als zwingende Vorschrift in die Gesetze Eingang findet, nur muß berücksichtigt werden, daß das Recht des Versicherten auf eine Abgangsentschädigung nur dann begründet ist, wenn eine solche Entschädigung ohne Nachteil für die verbleibende Versichertengesamtheit gewährt werden kann; das Gesetz muß sich des weiteren darauf beschränken, das Minimum der Abgangsentschädigung festzustellen, weiter darf es unter keinen Umständen gehen. Die technische Untersuchung wird sich also auf diesen Umstand richten müssen.

II. Technische Erörterung der Frage.

Unsere vorhergehenden Betrachtungen haben ergeben, daß die Höhe der Abgangsentschädigung, welche dem einzelnen Versicherten im Falle des freiwilligen Rücktrittes von seinem Rechte, die Versicherung fortzusetzen, gewährt werden soll, theoretisch überhaupt nicht festgestellt werden kann. Es handelt sich um eine Abschätzung des Wertes dieses Rechtes, was, wie gesagt, nach den Regeln des Kauf- und Verkaufsgeschäftes zu geschehen hat, wobei die Unternehmung nicht nur ihre eigenen, sondern auch die Interessen ihrer verbleibenden Klientel zu vertreten hat.

Der Umstand, daß die Unternehmung in der Regel nicht in der Lage ist, jene Umstände zu prüfen, welche in den einzelnen Fällen für die Bestimmung des Wertes des Vertragsverzichtes maßgebend sind, hat dazu geführt, daß man Schablonen gebildet hat, die man einfach auf alle Fälle gleichmäßig anwendet, wobei man von den mannigfaltigsten Voraussetzungen ausgegangen ist. Wir begegnen denn auch seit jeher den verschiedensten, immer willkürlichen Vorschriften betreffs der Höhe dieser Entschädigung. Wir sehen zum Beispiel, daß hier die Summe der eingezahlten Prämien, dort das nach den Rechnungsgrund-

lagen der Unternehmung ermittelte durchschnittliche Deckungskapital als Grundlage der Bestimmung dieser Entschädigung benützt wird.

Die theoretische Erörterung dieser Frage kann nur den einen Zweck verfolgen, eine innerhalb gewisser Grenzen und durch bestimmte Voraussetzungen begründete Gerechtigkeit zu erzielen, wobei insbesondere der Umstand zu berücksichtigen sein wird, daß die Höhe der bei verschiedenen Versicherungskombinationen sich ergebenden Abgangsentschädigungen harmonisch abgestimmt sei. Den Gesetzgeber kann nur jenes Minimum der Abgangsentschädigung interessieren, welches die Unternehmungen unter allen Umständen gewähren können. Der Zweck der nachfolgenden Untersuchung wird auch sein, festzustellen, ob und wie dieses Minimum ermittelt werden kann.

Als leitender Grundsatz muß hiebei gelten, daß der freiwillige Abgang von Versicherten die Solvenz der Unternehmung menschlicher Voraussicht nach niemals tangiere. Dieser leitende Grundsatz rechtfertigt es, wenn die Unternehmungen ausnahmslos den Standpunkt vertreten, daß sie als Abgangsentschädigung in barem *im allgemeinen* nicht jenen vollen Betrag gewähren, der sich als *durchschnittliches* Deckungskapital der erloschenen Versicherung nach den verwendeten Rechnungsgrundlagen ergibt. Die Unternehmung hat, insoweit der freiwillige Abgang in normalen Grenzen erfolgt, eine Verschlechterung der Sterblichkeitsverhältnisse im verbleibenden Bestande wohl nicht zu befürchten, weil der Einfluß des normalen Abganges auf die Sterblichkeit bei allen modernen Sterblichkeitstafeln bereits voll zum Ausdrucke kommt, und das Anwachsen der Sterblichkeitssätze mit zunehmender Versicherungsdauer nicht allein der Wirkung der Auslese beim Abschlusse der Versicherungen zuzuschreiben, sondern auch eine Funktion des Abganges ist. Der Abgang ist erfahrungsgemäß in den ersten Versicherungsjahren der größte, zu jener Zeit also, wo tatsächlich diejenigen von ihren Versicherungen zurücktreten, die infolge ihres guten Gesundheitszustandes derselben leicht entraten zu können glauben, so daß das rasche Aufsteigen der Sterbenswahrscheinlichkeiten in den ersten Versicherungsjahren zum nicht unbedeutenden Teile in diesem Umstande begründet sein dürfte. Der normale Abgang ist dagegen nach Ablauf mehrerer Versicherungsjahre ein derart geringer, daß er einen fühlbaren Einfluß auf die Gestaltung der Sterblichkeitsverhältnisse ebensowenig ausübt, wie die zur Zeit des Vertragsabschlusses erfolgte Auswahl, von dem normalen Abgange haben also die Unternehmungen nichts zu befürchten, derselbe wird ihre statistischen Prämissen nicht stören. Es können jedoch auch Zeiten eintreten, wo ein *übernormaler Abgang* konstatiert werden kann und für diese Fälle muß vorgesorgt werden. Dieser abnormale Abgang kann sowohl in den

allgemeinen als auch in den speziellen wirtschaftlichen Verhältnissen der Unternehmung begründet sein und es wäre ein arger Fehler, wollte man der Unternehmung die Möglichkeit nehmen, sich gegen die wirtschaftlichen Folgen des übernormalen Abganges durch eine entsprechende Bemessung der Abgangsentschädigung wirksam zu schützen. In diesem Umstande ist die Berechtigung dessen gelegen, daß die Unternehmungen nicht das volle, auf die einzelnen Versicherungen entfallende durchschnittliche Deckungskapital als Barentschädigung gewähren. Darüber, um wieviel weniger gewährt werden soll, gehen die Meinungen stark auseinander. Es wurde vorgeschlagen, einen Abzug von 25%, oder mit 40% beginnend und dann abnehmend, zuzulassen, auch begegnet man dem Vorschlage, diesen Abzug mit einem Prozentsatze der Versicherungssumme zu fixieren. Ich glaube dagegen, daß es das Richtige ist, wenn man die Abgangsentschädigungen direkt auf Grund der Bestimmung des Minimalwertes des Forderungsrechtes, also der Form nach ebenfalls als ein Deckungskapital berechnet, zu dieser Berechnung jedoch andere Rechnungsgrundlagen wählt, als die man für Bilanzzwecke verwendet. Dieser Gedanke ist auch nicht neu, ich habe denselben bereits in meiner zitierten Arbeit über den Polizzenrückkauf (Triest, 1900) entwickelt. Von anderer Seite wurde vorgeschlagen, daß man, um gerecht vorzugehen, zu diesem Zwecke besondere Sterblichkeitstafeln der freiwillig ausgetretenen Versicherten anlege. Diesem Vorschlag kann ich nicht beipflichten. Es kommt, wie ich nachgewiesen habe, nicht auf den normalen Abgang an. Der normale Abgang umfaßt individuelle Fälle, bei denen das Massenprinzip bloß in einer gewissen Leichtfertigkeit, sowie darin zum Ausdrucke kommt, daß die Wirtschaft des einzelnen den allgemeinen wirtschaftlichen Verhältnissen im großen und ganzen untergeordnet ist. Beim abnormalen Abgange äußert sich das Massenprinzip in einer Panik, wo also keinerlei Regel, die zu normalen Zeiten beobachtet werden kann, in Geltung bleibt.

Will eine Unternehmung in normalen Zeiten möglichst Gerechtigkeit obwalten lassen, so ist sie ja im Prinzip in der Lage, die Verhältnisse des Einzelnen zu untersuchen und ihrer Auffassung nach zu bewerten. Sie wird sich dann auch gewiß nicht durch solche allgemeine Schlüsse leiten lassen, wie solche sich aus der Untersuchung der Sterblichkeit der Ausgetretenen ziehen ließen, wenn es überhaupt möglich wäre, eine solche Sterblichkeitstafel auf breiter Grundlage einwandfrei herzustellen. Allerdings ist es fraglich, ob es sich für die Mehrzahl der Austretenden lohnen würde, wenn die Unternehmung ihre Verhältnisse — natürlich auf ihre Kosten — behufs Gerechtigkeit im Ausmaße der Abgangsentschädigung untersuchen würde, auch ist das

Ergebnis einer solchen Untersuchung an sich nur von relativem Werte, so daß es nur natürlich ist, wenn die Unternehmungen auch für den normalen Abgang Schablonen feststellen, und wohl erklärlich, wenn sie hierbei über das Minimum nur wenig hinausgehen.

Bei der Bemessung der Minimalentschädigungen für Versicherungen auf den Todesfall muß man als eine Rechnungsgrundlage eine solche Sterblichkeitstafel gelten lassen, die die Sterblichkeitsverhältnisse ausgewählter, gesunder Leute darstellt. Die Versicherungen auf den Erlebensfall bedürfen noch einer separaten Untersuchung. Bei der Wahl der zweiten Rechnungsgrundlage, des Zinsfußes, wird man wohl von der Voraussetzung ausgehen dürfen, daß die Unternehmung sich ein Recht auf jenen Zinsgewinn erworben hat, welcher sich aus dem durchschnittlichen Deckungskapital ergibt, wenn dasselbe bis zum vertragsmäßigen Ablaufe der Versicherung seinem ursprünglichen Zwecke dient. Die Fälle, ob die Abgangsentschädigung in barem oder in Form einer beitragsfreien Versicherung gewährt wird, sind also bei der Wahl der zweiten Rechnungsgrundlage zu unterscheiden, und sollte im Falle des Rückkaufes der von der Unternehmung im Durchschnitt erzielte, bei der Gewährung der Abfertigungspolizze dagegen der ihren Rechnungen zu Grunde liegende Zinsfuß gewählt werden.

Die dritte Rechnungsgrundlage ist im Falle des Rückkaufes in jenen Geschäftskosten, die der Unternehmung aus der Versicherung im Durchschnitt erwachsen sind, vom Versicherten durch seine Prämienzahlung jedoch noch nicht getilgt wurden, gegeben, wobei allerdings zu berücksichtigen ist, daß die austretenden Versicherten in erster Reihe für jene Unkosten aufzukommen haben, die der Unternehmung aus solchen Versicherungen erwachsen sind, die aufgegeben wurden, solange dem Versicherten im früher erörterten Sinne eigentlich noch eine Pflicht zur Aufrechterhaltung derselben obgelegen wäre.

Im Falle eine Abfertigungspolizze gewährt wird, sind neben diesen ungedeckten Kosten noch jene zu berücksichtigen, die der Unternehmung aus der ferneren Verwaltung der Versicherung erwachsen, es ist dagegen ebenfalls zu berücksichtigen, daß die Unternehmung zu einer neuen Versicherung gelangt, die ihr keinerlei Abschluß- oder Inkassokosten verursacht.

Der Rückkaufswert der Versicherungen auf den Todesfall, sowie der gemischten und à terme fixe Versicherungen wird somit einfach durch die Formel

$$A'_{[x+k]} - \left(P'_{[x]} + \frac{\alpha}{a'_{[x]}} \right) a'_{[x+k]}$$

gegeben, wo z den Satz der Abschlußkosten bedeutet, die A' beziehungsweise a' und P' aber der Versicherungsart entsprechend auf Grund des tatsächlich erzielten Durchschnittszinsfußes (i') zu ermitteln sind. An dessen Stelle kann etwa auch der um ein halbes Prozent erhöhte rechnungsmäßige Zinsfuß ($i' = i + 0,005$) gesetzt werden.

Die Abfertigungspolizze würde für diese Versicherungsarten auf Grund der Formel

$$\frac{A_{[x+k]} - \left(P_{[x]} + \frac{z}{a_{[x]}} \right) a_{[x+k]}}{A_{[x+k]} + \gamma' a_{[x+k]}}$$

zu berechnen sein, wo die A , P , und a ebenfalls der Versicherungsart entsprechend zu wählen, jedoch zum rechnungsmäßigen Zinsfuß i zu ermitteln sind, und z den Satz der Abschlußkosten (pro Einheit der Versicherungssumme), endlich γ' den etwa reduzierten Satz der Verwaltungskosten, ebenfalls pro Einheit der Versicherungssumme bedeutet.

Die Erlebensversicherungen bedürfen aus zwei Gründen einer separaten Erörterung. Bei diesen muß nämlich erstens angenommen werden, daß die Versicherung deshalb aufgegeben wird, weil die Gesundheitsverhältnisse des Versicherten schlecht geworden sind, so daß die Erreichung des Versicherungszweckes illusorisch wurde und zweitens, weil eine Leistung aus der Versicherung wohl nicht bezüglich des Zeitpunktes ihrer Fälligkeit ungewiß ist, wie dies bei den Todesfallversicherungen der Fall ist, sondern überhaupt nur dann beansprucht werden kann, wenn der Versicherte den festgesetzten Termin erlebt.

Die Unternehmungen können somit auch nur dazu verhalten werden, als Abgangsentschädigung eine aleatorische Leistung zuzugestehen, d. h. eine reduzierte Versicherung auf den Erlebensfall mit derselben Fälligkeit wie die ursprüngliche Versicherung zu gewähren. Diese Versicherung kann dann auf Grund der allgemeinen Rechnungsgrundlagen, jedoch unter Berücksichtigung der noch nicht getilgten Kosten, also nach der Formel

$$\frac{A_{[x]+k, \frac{1}{n-k}} - \left(P_{[x]} \frac{1}{n} + \frac{z}{a_{x, \frac{1}{n}}} \right) a_{[x]+k, \frac{1}{n-k}}}{A_{[x]+k, \frac{1}{n+k}} + \gamma' a_{[x]+k, \frac{1}{n-k}}}$$

berechnet werden.

In manchen Fällen wird dennoch der Rückkauf dieser Versicherungen gewünscht. Es muß den Unternehmungen freigestellt bleiben, den Rückkauf zu gewähren oder nicht. Ergibt die ärztliche Unter-

suchung des Versicherten, daß er für den Abschluß einer Todesfallversicherung geeignet ist, so wird der Rückkauf auf Grund der Formel

$$\left\{ A'_{[x+k] \overline{n-k}|} - \left(P'_{[x] \overline{n}|} + \frac{\alpha}{a'_{[x] \overline{n}|}} \right) a'_{[x+k], \overline{n-k}|} \right\} \left\{ 1 - A_{[x+k], \overline{n-k}|} \right\}$$

zu berechnen sein, wo die A' , P' , a' im ersten Faktor zum erzielten Zinsfuße i' zu berechnen sind, weil eine vorzeitige Auszahlung stattfindet, das A im zweiten Faktor ist dagegen zum allgemeinen Rechnungszinsfuße i zu bestimmen. $[x+k]$ an Stelle von $[x]+k$ ergibt sich auf Grund der ärztlichen Untersuchung.

Es ist hier nicht mein Zweck, für alle gangbaren Versicherungsformen Formeln für den Rückkauf beziehungsweise die Abfertigungspolizze zu geben. Ich wollte nur den Weg zeigen, wie meines Erachtens die Minimalentschädigung im Falle freiwilliger Aufgabe der Versicherung zu bestimmen wäre.

Freilich ist es schwer, die Minimalleistungen in einer solchen Form zu beschreiben, die geeignet wäre, Aufnahme in ein Gesetz zu finden. Dies ist aber auch vielleicht nicht nötig. Es wäre sogar praktischer, wenn diese Minimalentschädigungen den allgemeinen Verhältnissen angepaßt, von der Staatsbehörde periodisch festgesetzt und publiziert würden, wozu sehr wohl die Mitarbeit eines aus den Interessenten zusammengesetzten Beirates herangezogen werden könnte.

Die Unternehmungen selbst würden wohl in den meisten Fällen über diese Minimalleistungen hinausgehende Abgangsentschädigungen gewähren, deren Bemessung überhaupt nicht schablonenmäßig zu erfolgen hat, wenngleich dies unstreitig das Bequemste ist.

Was die einzelne Unternehmung als Abgangsentschädigung bei normalem Abgange gewähren kann, hängt viel zu sehr von ihrer Individualität ab, als daß dafür irgendwelche allgemeine Regeln aufgestellt werden könnten. Es ist z. B. ganz zweifellos, daß das Recht der Versicherten auf die Fortsetzung der Versicherung einen bedeutend größeren Wert hat, wenn er sich neben diesem Rechte auch das Recht auf den Bezug hoher Dividenden erworben hat, als wenn er ohne Beteiligung am Geschäftsgewinne versichert ist und für seine Versicherung auch in der Vergangenheit weniger aufgewendet hat. Die sparsame, zielbewußte und geschäftlich tüchtige Verwaltung wird somit auch in den Abgangsentschädigungen zu erkennen sein und als ein wirksames Mittel im schweren Konkurrenzkampfe mit Erfolg verwendet werden dürfen.

Das belebende Element des Geschäftsbetriebes ist die Freiheit. Diese darf durch staatliche Vorschriften nur insofern gehemmt werden,

als dies das allgemeine öffentliche Interesse wirklich erfordert. Es dürfen also auch bezüglich der Abgangs-Entschädigung nur diejenigen Mindestleistungen von staatswegen festgelegt werden, die die Unternehmungen in normalen Zeiten ohne Gefährdung irgendwelcher Interessen überbieten können.

Es ist deshalb erforderlich, daß bei der Festsetzung der Minderleistung der Abschluß-Kostensatz α mit seinem wahren Werte eingesetzt werde. Ich habe nicht gefunden, daß man zur Ermittlung dieses Wertes jemals *alle* Kosten miteinbezogen hätte, die sich durch den Abschluß des Geschäftes tatsächlich ergeben. In diesem Umstande ist begründet, daß die aus den Erfahrungen alter, konsolidierter Anstalten abgeleiteten Zahlen auf neugegründete Unternehmungen nicht Anwendung finden konnten, wo man sich doch sagen muß, daß auch die alte Unternehmung neben ihrem absterbenden Portefeuille stets ein neues Portefeuille ansammelt, bezüglich des letzteren also ebenso dasteht, wie eine junge Unternehmung. Denn Organisationskosten gibt es hier, wie dort, Mißgriffe in dieser Beziehung kommen hier und dort gleichsam vor, die Unterschiede sind nur *quantitative*, aber auch nur der absoluten und nicht der relativen Größe nach. Eingehende Untersuchungen haben mich denn auch zur Überzeugung gebracht, daß in einem und demselben Geschäftsbereiche bei Unternehmungen, die von denselben geschäftlichen Prinzipien geleitet werden, keine nennenswerten Unterschiede in den Spesensätzen konstatiert werden können, gleichviel, ob die Unternehmung alt oder jung ist. Anstatt der Kostensätze, die ich vormals im ungarischen Geschäfte als normal angesehen habe, $\alpha = 30\%$ des Neuzuganges an Versicherungssumme für die Abschlußkosten $\beta = 3\%$ der Prämieeneinnahme für die Inkassokosten und $\gamma = 2\%$ des Bestandes an Versicherungssumme für die Kosten der Verwaltung, erhielt ich $\alpha = 40\%$, $\beta = 3\%$ und $\gamma = 1\%$, die mit großer Annäherung dieselben Gesamtkosten ergeben, wenn es sich um alte Anstalten handelt, welche Sätze aber auch bei neugegründeten Anstalten als zutreffend erscheinen. Diese letzteren haben nämlich fast gar nichts zu verwalten, es ist vollständig unrichtig, wenn man deren Zentralkosten als Verwaltungskosten betrachtet, diese sind eben zum überwiegenden Teile Abschlußkosten, weil der ganze geschäftliche Apparat der Schaffung eines Versicherungsstockes dient. Es wäre einfach eine falsche Scham, wollte man diese Verhältnisse nicht so anerkennen, wie sie tatsächlich sind, und ich glaube, man wird sich damit befreunden müssen, auch diese, beziehungsweise auf analoge Weise abgeleiteten Sätze anzuerkennen, wie man sich auch in so manch anderer Beziehung den Tatsachen, die die objektive, nicht in alten Theorien befangene Forschung zu Tage förderte, gefügt hat.

oder — früher oder später, wohl oder übel — fügen wird müssen. Es kann jedoch nicht eindringlich genug darauf hingewiesen werden, daß gerade das öffentliche Interesse diese objektive Forschung und die Verwertung ihrer Ergebnisse im kategorischen Imperativ erfordert und jegliche Beschränkung, die eine von starren Formen nicht abweichende Staatsgewalt diesem entgegensetzt, eine Versündigung gegen das öffentliche Interesse bedeutet.

Eben die Frage der Abgangsentschädigung bietet ein glänzendes Beispiel dessen, daß die solide Geschäftspraxis zumindest im Prinzip auch in theoretisch schwierigen Fragen das Richtige trifft. Mit Recht sagt Goethe:

Ein guter Mensch, in seinem dunklen Drange,
Ist sich des rechten Weges wohl bewußt.

IX a. — F.

Forfeiture regulations in America.

By **Henry Moir**, F. A. S. A., F. F. A., F. I. A., New-York.

Forfeiture regulations.

There are two extreme positions taken by the theorists on the subject of Forfeiture; the practical insurance man finds a refuge between the two. These extremes are:

1. That the cash reserve, or policy value, pertaining to each policy belongs to the individual policyholder like a bank deposit, and
2. That a lapsing policyholder has no right to claim a surrender value, except by favor of the company, because he is guilty of a "breach of contract".

It is scarcely necessary to say to a body of actuaries that neither extreme meets the situation.

Individual Policy Values.

The first, that the individual reserve belongs to the individual policyholder, is advanced by many legislators and ignorant theorists and is accepted even by a good many insurance men. It seems difficult indeed to prove to laymen that, although a fixed amount stands nominally at the credit of the individual, this does not belong to such individual, but is part of a general fund to be shared by all as required. A trained actuary knows that, while reserves are carried on an individual basis, they are not correct individually, but are correct only in groups. So long as the life assured is alive, the same reserve is carried for all policies of the same age, kind and duration. Theoretically, the reserve value under a policy even where the assured is moribund, is the same as the reserve value on a healthy risk that could pass a medical examination; and it is so treated up to the moment of death. Yet it scarcely need be explained that the true liability in respect of two persons, one moribund and one healthy,

having similar policies, must be entirely different. It frequently happens that a policyholders friends, knowing him to be in bad health, will pay his premiums and maintain his insurance, while, if he were in robust health, it would not be profitable for them to do so.

Forfeiture for Breach of Contract.

The second extreme viewpoint was formerly often heard but is now disappearing rapidly from the minds of business men. It was often held that the applicant for a policy of insurance made a contract with the company to pay his premiums; and that, if he did not continue to fulfill this contract, he should forfeit all that he had paid in. For many years this forfeiture was acted upon: but I am not aware of any company now doing so, as they all pay surrender values, claimed within a reasonable time, of a more or less equitable amount. Even yet, however, there are many companies that pay no surrender value unless a claim is lodged within a reasonable time, and they make no very strenuous effort to find the claimants.

Legislatures Protect Ignorance.

One of the main springs of our social system lies in the necessity for protecting the weak and ignorant: it has become a fundamental factor in legislation that the weak must be protected, whether against their own improvidence or against the machinations and devices of stronger, more astute or unscrupulous characters. It was soon recognized that policyholders in insurance companies did not take sufficient pains to protect their own interests; that they were in many instances weaklings being imposed upon by companies of doubtful reputation, whose methods were designed for the exploitation of selfish interests. In proprietary companies, of course, the stock interest has to be considered; but in mutual companies the Directors and Executives are Trustees for policyholders who are themselves the proprietors.

Accordingly, the principles on which the laws have been based aim at protecting policyholders while at the same time dealing justly and fairly by the companies. Of course, it is inevitable in such circumstances that legislators should be swayed by their feelings at the time. Occasionally the popular clamor causes the passage of laws which are altogether too harsh for the welfare of the companies. At other times companies have the principal say, and permit or obtain laws which are scarcely fair to the policyholders. It is to the credit

of the companies in general that they have been much more liberal to policyholders than the laws have required, and in such matters legislators have usually followed the practice of companies, have not forced companies to grant concessions, but have adopted the privileges which companies themselves have granted and have made it compulsory that all companies should be equally liberal.

Forfeiture or Non-Forfeiture.

The subject under discussion is called "Forfeiture Regulations". But I find it more convenient and more in accordance with American custom to speak of Non-Forfeiture. The distinction is an important one although perhaps the use of the latter term restricts somewhat the scope of the following remarks.

Development of Surrender Values.

On the question of Non-Forfeiture the attitude of legislators in following established practice is exemplified. In the early days of life insurance no surrender values were paid by many companies. Gradually, however, some companies saw the injustice of forfeiting entirely the equity of any policyholder who fell into difficulties and was unable to continue his insurance. Doubtless they were influenced to a considerable extent by the fact that friends of the policyholder came forward, purchased the insurance and maintained it in force rather than will owe of the complete loss of all the premiums already paid. From this point of view it was in the interests of the companies themselves to be liberal and pay a reasonable and fair surrender value, whether in the form of paidup insurance or in cash.

If a company takes the extreme view that the reserve values of individual policies are like bank deposits, the entire amount of such reserve might be repaid on surrender. But the most intelligent opinion calls for some deduction from the reserve. Some persons who lapse or surrender their policies are unhealthy, and their discontinuance is a positive gain to those who continue; others are as able to pass a medical examination as they were on the day when they were first admitted. Yet as the Company cannot investigate each individual case, these two classes of persons are treated on indential principles on surrender. The company has no means of discriminating, and it is doubtful whether a company should discriminate even if it had the means of so doing. Accordingly, a general rule is adopted to compensate the company for the loss of the member.

Equity of Surrender Charges.

The policyholder has agreed with the company to pay premiums. When he discontinues his policy he causes the company, that is the remaining policyholders, a theoretical loss through his failure to pay any proportion of the general expenses in the future. Another point of view, producing a similar effect, is that the company wishes to procure a new policyholder in place of the one who lapses, and each new applicant causes a considerable amount of expense for investigation, medical examinations, commission, etc. In either case it is necessary to make some deduction from the value of the lapsing policy either to compensate for the loss of future contributions to expense, or to persuade a new policyholder to take the place of the old. From both points of view a surrender charge is necessary; and each case points to a method of measuring the surrender charge.

The Laws of Massachusetts long recognized the former of these two methods and permitted a surrender charge which depended on the probable future contributions to expense. This was arranged by charging the present value of an annuity limited to the period during which premiums were payable and adjusted according to the loadings in the premiums. This method was in vogue for many years, but in the later laws the expense allowance was simplified and made a percentage of the premium.

More recently the method of substituting a new policyholder seems to have obtained a stronger popular hold, because the laws¹⁾ framed and recommended by the "Committee of Fifteen" (a body representing the Governors and Insurance Commissioners of different States) proceed on this principle and permit a fixed deduction from the policy value of \$25 per \$1000 insured from all classes of policies. The cost of introducing a new applicant should never be greater than this amount, which was looked upon by the Legislators and by the Committee of Fifteen as a maximum surrender charge. Several States have adopted the suggestion and enacted laws in conformity with the plan.

The existing laws in New York¹⁾ permit a deduction of 20% from the reserve. This appears to be an arbitrary allowance which does not follow either of the two plans above mentioned.

Safety in Surrender Charge.

No company can rely upon being at all times exempt from making serious losses from investments, or unforeseen causes; nor can

¹⁾ See quotations from laws appended hereto.

a company be certain that it will always enjoy popular favor. It is most desirable that some fair surrender charge be made as a precautionary measure to secure stability in event of such losses which might bring about popular disfavor. In that case the healthy policyholders might withdraw in greater proportion than the diseased, leaving an undue proportion of unhealthy. This tendency would be further promoted by the "twister", which term is used to designate the agent who makes it his business to induce policyholders in one company to lapse their policies and effect new insurance in the company which he, the "twister" represents. Usually his sole object is to make a profit for himself on the transaction, and his recommendations, while they appear specious and reasonable, are often false and misleading; they never point to the loss the policyholder sustains. An agent of this type seldom fails to misrepresent the policy which he is trying to lapse, and probably also the policy he is trying to sell.

For all these reasons some surrender charge is essential to the conservative and careful management of a life insurance company. The fundamental principle of insurance requires it as it insures the company itself against disaster. And as already stated, this feature of the business has been recognized by the various laws which have been passed regulating this question of Forfeiture.

Proportionate Paid-up Policies.

About fifty years ago the phrase "Non-forfeitable policies" was used principally in reference to Limited Payment contracts under which a paid-up policy was guaranteed for that proportion of the original sum assured which the number of premiums already paid bore to the number originally payable. This paid-up value was generally granted automatically and the policies were therefore called non-forfeitable policies. It is now well known that the reserve value of a Limited Payment policy is slightly smaller than the reserve value of the paid-up proportion thus guaranteed, and therefore in theory companies cannot afford to give any such guarantee. It was pointed out by *Dr. Emory Mc Clintock* in a very able letter that these guarantees involve in their final analysis the issue of two distinct contracts each year. For example, in the case of a Ten Payment policy the first premium would consist of the single premium for the paid-up guarantee of one tenth of the sum assured, and the temporary insurance premium for the remaining nine tenths for one year. In like manner, the second premium would consist of the single premium for one tenth of the

sum assured at the next age and the premium for one year's temporary insurance for the remaining eight tenths of the original sum assured, and so forth. Premiums thus computed vary some-what from to year over the ten-year period; hence the inequality of the reserve for the regular Ten Payment Life and the paid-up proportion.

At the present day the phrase "non-forfeiture" has a much wider significance and covers all forms of surrender values which are guaranteed automatically and which do not require formal application to be made by the owner of the policy while the policy is in force.

Forms of non-forfeiture values.

There are three forms of non-forfeiture values which have been made available in the United States by legislative enactment, and there is a fourth form which is authorized by some of the statutes and which has received the approval of the Committee of the Legislature which recent recommended the passage of new laws for governing insurance matters in Canada. These forms are:

- 1st: Extended insurance whereby the face value of the policy is converted into Paid-up Term insurance;
- 2nd: Paid-up Life. Endowment or Term insurance (following the form of the original policy) for such proportion as the value will allow:
- 3rd: Cash Surrender Value; and
- 4th: Automatic payment of premium.

The Legislatures of the United States have only on rare occasions stipulated that a cash surrender value must be paid.¹⁾ Usually the non-forfeiture regulations in the United States provide for the issue either of paid-up insurance or extended insurance, the former granting insurance under the same conditions as the original policy, but for a reduced amount on discontinuance of premium payments, and the latter continuing the full amount of the policy as term insurance for such time as the policy value, less the surrender charge, allows.

Extended Insurance.

Automatic extended insurance was the form adopted by the State of Massachusetts so far back as 1861; but in 1887 when the laws were codified this was changed and paid-up insurance was selected as a preferable form. In New York State no preference was given in the old law for the one form over the other, they being alternative

¹⁾ See extract from Massachusetts Statutes appended. The *Cash Loan Provision* of New York and other States effects a somewhat similar result.

and either form having to be claimed by the policyholder. By the more recent New York laws of 1906 a preference is given to extended insurance, this being made the stipulated form *to be granted automatically if no other surrender value be claimed*. The arguments for and against the two forms of automatic insurance are interesting, from the viewpoint of both the policyholder and the company. Extended insurance¹⁾ furnishes a larger amount of insurance protection for a temporary period, and therefore it is very highly appreciated by those who, at the time extended insurance is taken, are in a doubtful state of health. But from year to year the policyholders' equity diminishes as it is used in furnishing current protection, and frequently much disappointment is caused by the complete absorption of the equity when the insured survives the extended term.

The granting of extended insurance involves a complete change of principle as regards the policy contract, because while the policy is in full force and premiums are being paid the risk incurred by the company is a decreasing one, but as soon as extended insurance is granted the risk becomes an increasing one from the date when the change becomes effective.

Illustration.

An example will best illustrate this: in the case of a Whole Life policy taken at age 45 for \$ 10,000, ten years in force, the policy value (American Experience Table $3\frac{1}{2}\%$) is over \$ 2000. The net risk incurred by the company is therefore only about \$ 8000, since \$ 2000 is held in reserve to pay a portion of the full claim. The insured is now 55 years of age and can have extended insurance for nearly ten years, that is to the age of 65. If the policy had been continued as an ordinary Whole Life policy the risk in the twentieth year would have been reduced, by the increased policy value, to less than \$ 6000; but instead of that by the issue of extended insurance the risk in the twentieth year, that is at age 65, for the full \$ 10,000. This change of principle in the contract and the probabilities of "adverse selection" thereby introduced should never be lost sight of in dealing with the question.

It often happens that an applicant who might not be acceptable for Term Insurance or even for Ordinary Whole Life Insurance would be accepted for a Twenty Year Endowment Insurance, and it is not right to give such a person the option after two or three years of

¹⁾ See short essay by *William Hendry* in Transactions of the Actuarial Society of America, Vol. III, p. 439.

taking Term insurance at practically net rates for the balance of the twenty years.

Another feature of extended insurance to which the above considerations direct attention is that a moribund policyholder could under the clauses in use by some companies take advantage of the loan value of his policy,¹⁾ and thereby withdraw a large portion of the reserve value, and yet have the insurance continued in force for the full face amount for a period long enough to cover his probable lifetime. He could thus secure an increased benefit which his original contract never contemplated. This objection has been avoided in the case of the New York laws of 1906 by providing that the amount of the continued insurance shall be arrived at after deducting any outstanding indebtedness.

It is to be anticipated that the mortality under policies which have been extended in this way should be higher than the normal experience for companies; and this feature has been referred to by several writers. The latest and most important investigation on the point was made by Mr. E. E. Rhodes into the mortality experience of the Mutual Benefit Life Insurance Company, which has been published in the transactions of the Actuarial Society of America for October, 1908.

Paid-up Insurance.

Paid-up Life or Endowment insurance is granted on exactly the same form of contract that was originally taken, only for smaller amount and free from all premium payments. It retains and improves the entire equity that the policyholder had at the time of lapse, since the value of the equity increases under such policies as years go by, and however long the life insured may live there is always something payable at death. It is less favorable for those who die soon after the discontinuance of premium payments, but it is more favorable for the greater number and gives them that proportion of the sum assured for which their past premiums had already paid.

From the company's standpoint however, the paid-up insurance has one very serious objection. If it is granted automatically hundreds of policies, each for a very small sum, have to be carried on the books, and they continue on the books indefinitely. The lives insured disappear, — at least the company ceases to have any knowledge of them, — and there is no easy means of telling whether such

¹⁾ For further details of Term Extension where liens exist see Paper by Jesse J. Barker in Transactions of the Actuarial Society of America, Vol. VI., p. 24.

policies remain in force or become claims. Frequently it is impossible to get the policy legitimately cancelled, although much trouble is taken to investigate each case.

This objection could be obviated to a considerable extent by the companies themselves if they were to offer voluntarily to pay the cash surrender value of all the smaller paid-up policies. Most policyholders, if offered paid-up insurance for \$30 or an alternative cash payment of \$10, would accept the cash payment and so close out the matter: and companies could very properly adopt a rule that in the case of all paid-up insurance policies of less than \$100 a tender of the cash-value should be made, while some care should be taken to locate and follow the holders of larger paid-up insurance contracts by a system of reply postal cards issued periodically. The mortality experience on paid-up policies has been found to be favorable as would on general principles be expected.¹⁾

Comparison. Extended and Paid-up.

The extended insurance feature has this great advantage from the company's standpoint that when the term of insurance expires the policy disappears from the records of the company. It may be that in some such cases the life may have died during the extended term, but if no claim has been made the policy nevertheless passes of the records. Some companies take a great deal of pains to trace the owners of paid-up policies and extended insurance contracts; and it is only right that they should do so, as a life insurance company on the principle of mutuality should take a personal interest in each one of its members and ought to see that members do not suffer from their own ignorance or carelessness. In like manner many paid-up policies doubtless become claims and the beneficiaries fail to realize that any payment can be obtained; but in that case the liability is maintained, as it should be, while in the case of extended insurance the right to make a claim may be lost through the statutes of limitation.

As between the two forms of automatic value, therefore, it seems to me that paid-up insurance is the more just and equitable, and as already stated it maintains the form of contract originally provided, for such reduced amount as past premiums have purchased, while the grant of extended insurance involves a modification of con-

¹⁾ See paper by Mr. R. G. Hamm, in the Transactions of the Fifth International Congress (Berlin), Vol. II., p. 227.

tract. changing the policy to a form which was perhaps never contemplated by the applicant or beneficiary.

Cash Values.

It is only in the case of one or two of the States that values in cash *must*, by legal enactment be given. The most noticeable of these laws is that of Massachusetts,¹⁾ which provides that, without action on the part of the owner, the policy will become paid-up for Life or Endowment insurance, and further stipulates that the net value of the policy, less any indebtedness, shall be paid in each on sixty days' notice. Moreover limited payment policies which become paid-up by their terms are awarded a cash value equal to the net value less not more than 5% of one net annual premium as a ten payment policy.

The laws of several States provide what becomes the equivalent of a cash surrender value (if claimed by the owner of the policy while the contract remains in force) in their requirements that loans be granted to policyholders. For example, in New York the law requires that companies lend at least 80% of the reserve value to policyholders at interest; and as this loan must be granted "on the sole security of the policy" it is practically the equivalent of a guaranteed cash surrender value. The general principle of a cash value being obligatory by legal enactment cannot be commended; but the New York requirements are not unreasonable from a practical standpoint, and, while the principle may be bad, the results do not differ much from the common practice of companies in vogue for many years past. The condition in the old Massachusetts law that the cash value could be claimed only upon any anniversary of the issue of the policy is sufficient to safeguard a company against too many cash surrenders in a time of panic; and the new law's requirement of sixty days notice effects a similar result.

Automatic Premium Loan.

The method of charging unpaid premiums against the policy value as a loan at interest has been in use by several companies throughouth the world for a period of about thirty years. The method was discussed and recommended by Mr. T. B. Sprague in 1884.²⁾ It may probably best be explained by quoting the following clause extracted from the policy contract of a company granting this particular form of automatic non-forfeiture.

¹⁾ See appended extract from Massachusetts Law.

²⁾ See J. I. A. Vol. XXIV. p. 359.

"If any premium due hereon be not paid before the expiration of the grace for payment of same it shall be charged against the policy as a loan with interest at 5 per cent per annum, if after deducting the amount of all existing loans and other indebtedness with accrued interest, the loan value on the due date be sufficient to permit of the advance of all premiums to the end of the policy year next succeeding the time when the loan is made. Such indebtedness, until repaid, shall constitute a first charge against the policy in priority to the claim of any beneficiary or assignee, and at any time while this policy is thus maintained in force payment of premiums may be resumed."

The principal advantage of the system from the standpoint of the owner of a policy is that if, through accident, or illness, or absence from business, or other cause, his premium should remain unpaid for some time, he loses nothing in the matter of insurance protection, but can maintain the policy in exactly the same status in which it was before, when he finds himself in a position to pay the premium.

From the general point of view that it is desirable to carry out as nearly as may be the expressed wishes of the applicant for the policy, this method can claim precedence over any other, and if notification be sent to the owner or assignee of the policy when such an advance is made all objections are minimized. Those who have practical knowledge of life insurance conditions and competition will realize at once the valuable features of such a notice which may read as follows:

Dear Sir:

Policy No. on your life.

We observe that the premium of \$100 under your policy which fell due January 1st, 1909, has not been paid. Notwithstanding this nonpayment, I have pleasure in informing you that the insurance remains in full force and effect until January 1st, 1910, subject only to an indebtedness amounting to the unpaid premium with 5% interest. This liberal condition in your policy contract will, I am sure, be appreciated by you, as your rights are thus fully protected.

You may pay the overdue premium at any time you find convenient while the policy remains in force, and the advance does not in any way affect your rights under the contract except to the extent of the indebtedness which is thus created.

We trust that you will soon be in a position to pay the premium and interest; and if you care to take further insurance we shall be glad to communicate with you on the subject.

Yours very truly,

Secretary.

It is frequently said that in most cases policies are allowed to lapse because the owners do not care about keeping them up. Moreover under the Automatic Loan Plan the policy value is generally absorbed and extinguished by the accumulation of the debt. To a certain extent therefore it is not completely satisfactory for such careless and negligent policyholders. In cases of this kind probably paid-up insurance would be preferred. This objection, however, applies with equal or even greater force to the system of extended insurance, and is minimized by sending notification of the automatic action as already explained.

It is frequently claimed also that this particular system encourages laxity in the payment of premiums, because the owner of a policy can resume his payments at any time, interest on the overdue premium being alone charged. There is considerable merit in this objection, but I think it will be conceded that the advantages to those policyholders whose policies would have lapsed through oversight, far outweigh this disadvantage.

Advantages to Company.

The advantages from the company's standpoint, in addition to the advertising feature already mentioned, are many and considerable. The system maintains the premium income. The gross premium is paid out of the policy value, the loadings are therefore kept intact. No commission should be paid on the premium thus advanced, because if commissions were paid, agents would have no incentive to collect premiums in cash, but would, on the contrary, be inclined to encourage the advance of the premiums in all cases where trouble in collection would be involved. These premiums therefore are collected with less average expense than others, because a certain proportion of them are never paid in cash, and in those cases the expense is avoided although the company gets the benefit of the entire loadings.

Perhaps I should add that agents could secure their commissions by having the owner of the policy execute loan papers in regular form and thereby take a cash loan against his policy, out of which the premium could be paid. If the agent is willing to take this trouble

and the policyholder wishes to put his loan on this permanent basis, there seems to be no good reason why the agent should not then receive any commission which may be due.

General Conclusion.

From the point of view of doing the greatest good to the greatest number I consider this Automatic Premium Loan plan the most desirable form of non-forfeiture, both for the policy holder and for the company. It has received the seal of approval of the Committee forming the Royal Commission on Life Insurance in Canada.¹⁾ I have personally been in close contact with the working of the plan for a period of twenty years, and therefore my opinion is based not only on scientific and deductive reasoning but also on practical experience.

Appendix.

Giving extracts from American Laws relating to the subject of
Forfeiture.

Extract from New York Laws of 1906.

This extract incorporates the old law which applies to policies issued before January 1st, 1907.

§ 88. **Surrender value of lapsed or forfeited policies.** — Whenever any policy of life insurance issued after January first, eighteen hundred and eighty, and before January first, nineteen hundred and seven, by any domestic life insurance corporation after being in force three full years, shall, by its terms, lapse or become forfeited for the nonpayment of any premium or any note given for a premium or loan made in cash on such policy as security, or of any interest on such note or loan, the reserve on such policy computed according to the American experience table of mortality at the rate of four and one-half per centum per annum shall, on demand made, with surrender of the policy within six months after such lapse or forfeiture, be taken as a single premium of life insurance at the published rates of the corporation at the time the policy was issued, and shall be applied, as shall have been agreed in the application or policy, either to continue the insurance of the policy in force at its full amount so long as such single premium will purchase temporary insurance for that amount, at the age of the insured at the time of lapse or forfeiture, or to purchase upon the same life at the same age paid up insurance payable at the same time and under the same conditions, except as to payments of premiums, as the original policy. If no such agreement be expressed in the application or policy, such single premium

¹⁾ See appended extract from Draft Laws.

may be applied in either of the modes above specified at the option of the owner of the policy, notice of such option to be contained in the demand hereinbefore required to be made to prevent the forfeiture of the policy. The reserve hereinbefore specified shall include dividend additions calculated at the date of the failure to make any of the payments above described according to the American experience table of mortality with interest at the rate of four and one-half per centum per annum after deducting any indebtedness of the insured on account of any annual or semiannual or quarterly premium then due, and any loan made in such single policy, evidence of which is acknowledged by the insured in writing. The net value of the insurance given for such single premium under this section, computed by the standard of this state, shall in no case be less than two-thirds of the entire reserve computed according to the rule prescribed in this section after deducting indebtedness as specified; but such insurance shall not participate in the profits of the corporation.

If the reserve upon any endowment policy applied according to the provisions of this section as a single premium of temporary insurance be more than sufficient to continue the insurance to the end of the endowment term named in the policy, and if the insured survive that term, the excess shall be paid in cash at the end of such term, on the conditions on which the original policy was issued.

This section shall not apply to any case of a policy issued before January first, nineteen hundred and seven, where the provisions of the section are specifically waived in the application and notice of such waiver is written or printed in red ink on the margin of the face of the policy when issued. If any policy of life insurance (other than a term policy for twenty years or less), issued on or after January first, nineteen hundred and seven, by any domestic life insurance corporation, after being in force three full years shall by its terms lapse or become forfeited by the nonpayment of any premium or any note therefor or any loan on such policy or of any interest on such note or loan, the reserve on such policy computed according to the standard adopted by said company in accordance with section eighty-four of this chapter, together with the value of any dividend additions upon said policy, after deducting any indebtedness to the company and one-fifth of the said entire reserve, or the sum of twenty-five dollars for each one thousand dollars of the face of said policy if said sum shall be more than the said one-fifth, shall upon demand with surrender of the policy be applied as a surrender value as agreed upon in the policy, provided that if no other option expressed in the policy be availed of by the owner thereof, the same shall be applied so continue the insurance in force at its full amount including any outstanding dividend additions less any outstanding indebtedness on the policy, so long as such surrender value will purchase nonparticipating temporary insurance at net single premium rates by the standard adopted by the company, at the age of the insured at the time of lapse or forfeiture, provided in case of any endowment policy if the sum applicable to the purchase of temporary insurance shall be more than sufficient to continue the insurance to the end of the endowment term named in the policy, the excess shall be used to purchase in the same manner pure endowment insurance payable at the end of the endowment term named in the policy on the conditions on which the original policy was issued, and provided further that any attempted waiver of the provisions of this paragraph in any application, policy or otherwise, shall be void, and provided further that any

value allowed in lieu thereof shall be at least equal to the net value of the temporary insurance or of the temporary and pure endowment insurance herein provided for. The term of temporary insurance herein provided for shall include the period of grace, if any.

Massachusetts non forfeiture laws.

Section 80. After three full annual premiums have been paid on any policy of life or endowment insurance issued by a domestic insurance company after December thirty-first, nineteen hundred and seven, the holder thereof, within thirty days after any default in the payment of a subsequent premium, may elect, by a writing filed with the company at its home office, (a) to surrender the policy and, with the written assent of the person to whom it is made payable receive its value in cash, or (b) take paid up insurance which shall be participating if the policy is on a participating basis, payable at the same time and on the same conditions as in the original contract, or (c) have the insurance continued in force from the anniversary date last passed for its face amount including any outstanding dividend additions and less any indebtedness thereon, or secured thereby, but without the right to loans. The cash value shall be the reserve on the policy at the end of the last policy year for which the premium was paid in full, plus a proportionate part of the increase in the cash value at the end of the succeeding year if any instalment not less than a quarterly instalment of the premium for that year has been paid, and of any dividend additions thereto, computed on the mortality and interest assumption upon which the company elects to reserve as prescribed by the laws of this commonwealth, less a surrender charge of not more than five per cent of the present value of the future net premiums which by its terms the policy is exposed to pay in case of its continuance, computed upon the aforesaid mortality and interest basis, and less any existing indebtedness to the company on the policy or secured thereby. The company may reserve the right to defer the payment of such cash value for not exceeding sixty days after the application therefor is made. The term for which the policy will be continued or the amount of the paid-up policy will be such as the cash value will purchase as a net single premium at attained age of the insured according to the mortality and interest basis heretofore designated. If the holder shall not within thirty days from default surrender the policy to the company for cash as provided in option (a) or elect, by a writing filed with the company at its home office, to take extended insurance as provided in option (c) the insurance will be binding upon the company from the date of default without any further stipulation or act as provided in option (b). The paid-up or extended insurance granted by the terms of the policy shall have a cash value which shall be its net value less any indebtedness to the company on account of such policy or secured thereby, and the holder thereof may, by giving a notice of sixty days and furnishing to the company the written assent of the person to whom the policy is payable, claim and receive in cash such surrender value at the date of the application therefor.

Every such policy which by its own terms has become paid-up shall have a cash surrender value which shall be its net value, less not more than five percent of one net annual premium on a ten-payment policy at the age of entry of the insured and less any indebtedness to the company on such policy or secured thereby, and the holder of any such paid-up policy may surrender

the same and claim and recover from the company within sixty days of the application therefor the surrender value in cash upon furnishing the company with the written assent of the person to whom the policy is payable.

Michigan non-forfeiture laws.

These laws provide for non-participating, paid-up insurance to be computed according to the American Experience Table at 4⁰/₁₀ interest. The feature peculiar to Michigan lies in the provision for a surrender charge as follows:

"A surrender charge shall be first deducted from such net value on the following basis, to wit: From policies that have paid three full years' premiums forty (40) per cent, from policies that have paid four full years' premiums thirty-six (36) per cent, from policies that have paid five full years' premiums thirty-two (32) per cent, and so on in like manner, decreasing the discount four (4) per centum for each full year's premium paid, until the discount is exhausted, when no surrender charge shall be made."

Missouri non-forfeiture laws.

The laws of Missouri provide for extended insurance being granted automatically and give the privilege to policy-holders to claim paid-up insurance at any time not later than sixty days from the beginning of the extended insurance. One peculiar feature of the Missouri laws reads as follows:

"And in case of a limited payment life policy, or in case of a continued payment endowment policy, payable at a certain time, or at death, it shall be for an amount bearing such proportion to the amount of the original policy as the number of complete annual premiums actually paid shall bear to the number of such annual premiums stipulated to be paid: Provided, that from such amount the Company shall have a right to deduct the net reversionary value of all indebtedness to the company on account of such policy; and provided further, that the policyholder shall, at the time of making demand for such paid-up policy, surrender the original policy, legally discharged, at the parent office of the company."

Recommendation for uniform Legislation made by the „Committee of fifteen“, appointed at conference of Governors, Attorneys General, and Insurance Commissioners in 1906.

Section 5. No policy of life insurance in form other than as provided in Section 2 (Standard Policy Forms) shall be issued in this State or be issued by a life insurance company organized under the laws of this State unless the same shall contain the following provisions:

- (8) A provision which, in event of default in premium payments, after premiums shall have been paid for three years, shall secure to the owner of the policy a stipulated form of insurance, the net value of which shall be at least equal to the reserve at the date of default on the policy and on any dividend additions thereto, specifying the mortality table and rate of interest adopted for computing such reserves, less a sum not more than two and one-half per centum of the amount insured by the policy and of any existing dividend additions thereto, and less any existing indebtedness to the company on the policy. Such provision shall stipulate that the policy may be surrendered to the company at its home office within one month from date of default for a specified cash value at least equal to the sum which would otherwise be available for the purchase of insurance as aforesaid and may stipulate that the company may defer payment for not more than six (6) months after the application therefor is made.

This provision shall not be required in term insurance of twenty years or less.

Laws giving effect to the above recommendation have been passed in several states.

Recommendations of the Royal Commission on life Insurance in Canada. These have not (January 1st, 1909.) been approved by Parliament. and are therefore quoted merely because they typify the trend of thought.

Section 100 of Proposed Law reads:

"From and after the day of all policies of insurance other than industrial policies, issued or delivered within Canada by any life insurance company within the legislative jurisdiction of Parliament or licensed to carry on the business of life insurance in Canada, shall be in one of the forms hereby prescribed and not otherwise, save as hereinafter provided, and no such life insurance company shall, by any condition endorsed upon or annexed to the policy or by any incorporation of the application or any part thereof with the said policy, attempt to alter, affect or modify any policy the form of which is hereby prescribed. There shall be four standard forms of policies, to wit; an ordinary whole life policy, a limited payment life policy, an endowment policy and a term policy."

The Ordinary Whole Life, the Limited Payment Life and the Endowment policy forms define the forfeiture regulations. The form recommended for the Endowment policy is as given below: suitable modifications in the Ordinary Life and Limited Payment policy forms are made. The Term policy form does not incorporate any such provision.

Options on Surrender or Lapse. If, after this policy shall have been in force three full years, the holder desires to surrender it, he may do so at any time prior to, or within three months after any default. Thereupon,

(1) If there be no indebtedness to the company, the owner may elect (a) to take the cash surrender value set out in the following table; (b) to apply such cash surrender value to the purchase of paid-up insurance payable at the same time and on the same conditions, except as to payment of premiums and participation, as this policy; (c) to apply the same to the continuance of the insurance in force at its full amount without participation, or (d) to apply the same to the continuance of the insurance in force with all the policy rights, including the right to resume payment of premiums and the right to participate.

The minimum cash surrender values, the minimum amounts of paid-up insurance which the same will purchase and the minimum periods, for which the same will continue the insurance under options (c) and (d) are shown in the following table:

Table of loan and surrender values.

Years Premiums Paid	Loan Value	Cash Surrender Value	Paid-up Insurance	Continued Non- participating Insurance. Yrs. Mos. Days.	Continued In- surance With Policy Rights. Yrs. Mos. Days.
1					
2					
3					
4					
5					
6					
7					
8					
9					
10					
11					
12					
13					
14					
15					
16					
17					
18					
19					
20					

Values for other years will be computed on the same basis and be furnished upon request.

(2) If there be an indebtedness to the company, the holder may elect to have the sum by which the cash surrender value exceeds the amount of the indebtedness paid or applied according to any one of the said four options.

If the holder do not elect any of said options within three months, the insurance shall be continued as provided in option (d).

In any case of continued temporary insurance under option (c) this policy upon satisfactory evidence of insurability may be reinstated during the term for which the insurance is continued, but within the first three years of said term, upon written application at the head office of the company and upon payment of arrears of premiums and of whatever indebtedness to the company existed at the date of surrender or default, with interest at a rate not exceeding . . . per cent. per annum,

In witness whereof, etc. etc.

IX b.

Verwirkungsklauseln nach den Bestimmungen der
neuesten Kodifikationen.

Forfeiture-regulations according to the provisions
of the latest codifications.

Clauses de déchéance d'après les dispositions des
codifications récentes.

Clausole di decadenza secondo le disposizioni delle
più recenti legislazioni.

IX b. — A.

Die Verwirkungsklauseln nach den neuesten Kodifikationen.

Von Dr. **Felix Mayer**, Wien.

I. Der Erkenntnis von der wirtschaftlichen Bedeutung des Versicherungsgedankens ist dessen Bestätigung auf allen Gebieten des sozialen Lebens mit überraschender Schnelligkeit und Intensität gefolgt.

Der machtvolle Aufschwung, den die Versicherung und die sie repräsentierenden Vereinigungen nahmen, drängten dazu, ihre Erscheinungsformen in gesetzliche Bahnen zu lenken. Vorerst waren es Rücksichten verwaltungsrechtlicher und fiskalischer Natur, die den Staat dazu bewogen, die Rechtsbeziehungen der Versicherungsunternehmungen zur Gesamtwirtschaft zu ordnen; damit war aber die der Gesetzgebung gestellte Aufgabe nur halb erfüllt. Bald wendete sich die Aufmerksamkeit auch den Rechtsbeziehungen zu, die durch Eingehung eines Versicherungsverhältnisses zwischen den vertragsschließenden Teilen entstehen, zumal der Boden des allgemeinen Privatrechtes nur eine schwankende Grundlage für die Beurteilung der Rechte und Pflichten aus dem Versicherungsvertrage darstellte. Dieser Entwicklungsgang von der öffentlichrechtlichen zur privatrechtlichen Regelung des Versicherungswesens war nahezu allen Kulturstaaten gemeinsam; er führte — nicht auf glatter Bahn, sondern nur mit Überwindung erheblicher Hindernisse — zu dem Ziele, den gegenwärtig ungefesselten Inhalt des Versicherungsvertrages zu regeln und auf eine gesetzliche Grundlage zu stellen. Nachdem einige frühere Versuche an den Schwierigkeiten der zu lösenden Probleme gescheitert waren, sind in jüngster Zeit in kurzen Zwischenräumen in der Schweiz, im Deutschen Reiche, in Frankreich und in Österreich Gesetzentwürfe in die Öffentlichkeit gelangt, die erkennen lassen, daß die Materie des privaten Versicherungsrechtes für die Gesetzgebung reif geworden ist.

Es ist nicht in der Absicht dieser Zeilen gelegen, die weiteren Schicksale dieser Entwürfe, von denen die zwei ersten bereits Gesetzeskraft erlangt haben, zu verfolgen; die vorliegende Besprechung soll vielmehr nur einer einzelnen Frage des Versicherungsrechtes gewidmet sein, die für die gesetzliche Regelung des Versicherungsrechtes größte Bedeutung besitzt. Ihre Wichtigkeit dürfte es rechtfertigen, wenn auf die Art und Weise, wie sich die Entwürfe der Lösung dieses Problems gegenüber verhalten, einige Streiflichter geworfen werden.

Die Frage, um die es sich hier handelt, betrifft das vielumstrittene Gebiet der Verwirkungsklauseln. Unter Verwirkungsklauseln werden im allgemeinen jene Vereinbarungen verstanden, kraft deren der Versicherungsnehmer seinen Anspruch auf die Leistung des Versicherers verliert, wenn er eine ihm vom Versicherer im Verträge auferlegte Pflicht verletzt. Es bleiben daher hier anderweitige Vereinbarungen außer Betracht, durch die dem Versicherungsnehmer im Falle der Verletzung von Vertragspflichten nicht der Verlust des Anspruches gegen den Versicherer, sondern Vertragsstrafen anderer Art auferlegt werden.

Das Gebiet der hier zu besprechenden Verwirkungsklauseln muß aber auch noch in einer anderen Richtung enger begrenzt werden. Einen der leitenden Grundsätze, der allen Entwürfen gemeinsam ist, bildet die Einschränkung der Vertragsfreiheit in dem Sinne, daß gewissen Vereinbarungen die rechtliche Anerkennung versagt wird, wenn sie von zwingenden Vorschriften überhaupt oder zum Nachteile des Versicherungsnehmers abweichen. Damit ist gekennzeichnet, daß der Grundsatz der Vertragsfreiheit auf dem Gebiete des Versicherungsrechtes eigentlich im Leben nur akademische Bedeutung besaß, während in Wahrheit der Versicherer allein es war, der über den Vertragsinhalt disponierte. Ein Teil der dem Versicherungsnehmer sonst durch den Versicherungsvertrag auferlegten Verpflichtungen, wie die Pflicht zur Anzeige der Gefahrumstände bei Abschluß des Vertrages, ferner die Pflichten zur Anzeige von Gefahränderungen, zur pünktlichen Entrichtung der Prämien und ähnliches wird nun durch die Kodifikation zu gesetzlichen Pflichten erklärt; gleichzeitig wird aber auch regelmäßig von Gesetzes wegen die Sanktion festgestellt, die mit der Außerachtlassung dieser Pflichten verbunden ist, insbesondere werden die Voraussetzungen normiert, unter denen die Verwirkung des Anspruches auf die Leistung des Versicherers geltend gemacht werden kann. Vereinbarungen, die derlei Pflichtverhältnisse, namentlich deren Umfang und die aus einer etwaigen Verletzung abzuleitenden Rechtsfolgen zum Gegenstande haben, können somit aus dieser Betrachtung ausscheiden; sie sind überflüssig geworden, weil ihr Inhalt in das Gesetz überge-

gangen ist und weil für allfällige Abweichungen von den Vorschriften des Gesetzes vermöge des zwingenden Charakters dieser Vorschriften kein Raum ist. Die Verwirkungsklauseln im engeren Sinne beziehen sich daher nur auf solche Pflichten, die zwar das Gesetz selbst aufstellt, ohne jedoch mit deren Außerachtlassung eine bestimmte Rechtsfolge als Sanktion zu verknüpfen, oder sie betreffen Verpflichtungen, von denen das Gesetz überhaupt nicht spricht, die vielmehr erst durch den Versicherungsvertrag geschaffen werden. In beiden Fällen ist es somit dem Versicherer anheimgestellt, die Rechtsfolgen, die aus der Nichterfüllung solcher Verpflichtungen abgeleitet werden können, selbst festzusetzen und als Sanktion in jedem Falle die schärfste Waffe, die ihm zu Gebote steht, durch Stipulierung des Anspruchsverlustes in Anwendung zu bringen.

Die nächsten Untersuchungen, die sich daran knüpfen, beziehen sich einerseits auf die Frage der Notwendigkeit solcher Klauseln, insbesondere der Vereinbarung des Anspruchsverlustes, andererseits aber auf die Frage, ob die Geltendmachung dieser von Gesetzes wegen freigegebenen Verwirkungsklauseln uneingeschränkt zu gestatten ist oder ob deren Geltendmachung im Gesetze von bestimmten Voraussetzungen abhängig gemacht werden soll.

Diese Fragen sind im Zusammenhange mit dem ganzen Problem der Verwirkungsklauseln und der Einschränkung der Vertragsfreiheit in der Literatur des Versicherungsrechtes wiederholt und eingehend besprochen worden; sie bildeten bekanntlich den Gegenstand lebhafter Auseinandersetzungen auf dem 27. und 28. Juristentage, denen ein erschöpfendes Gutachten von *Gierke* zugrunde lag. Wenngleich die Verhandlungen auf dem erstangeführten Juristentage ein abschließendes Ergebnis nicht gezeitigt haben, sind doch die von den Gutachtern entwickelten grundsätzlichen Ansichten als richtunggebend anzusehen, zumal ihnen im weiteren Verlaufe der Verhandlungen über dieses Thema allgemeine Billigung zuteil wurde.

In Übereinstimmung mit den dort zum Ausdruck gelangten Anschauungen läßt sich das Bedürfnis des Versicherers nach Festsetzung derartiger Verwirkungsklauseln nicht in Abrede stellen. Der Versicherer hat ein berechtigtes wirtschaftliches Interesse daran, daß die Verhältnisse, auf deren Grundlage er die Versicherung übernommen hat, im Laufe des Versicherungsverhältnisses nicht eine Veränderung zu seinen Ungunsten erfahren; er muß insbesondere auf die Einhaltung gewisser Vorschriften und auf ein diligesentes Verhalten des Versicherungsnehmers dringen, wenn er nicht Gefahr laufen soll, die für die Eingehung der Versicherung maßgebenden Unterlagen über den Haufen geworfen zu sehen und einem Risiko gegenüber zu stehen,

das er nicht oder wenigstens nicht unter den vereinbarten Bedingungen würde übernommen haben. Der Versicherer kann sich naturgemäß nicht auf den guten Willen des Versicherungsnehmers verlassen, daß er den ihm diktierten Vorschriften pflichtgemäß nachkomme; er muß vielmehr bestimmte, mit scharfen Spitzen bewährte Garantien für die zuverlässige Einhaltung dieser Vorschriften schaffen. Es ist selbstverständlich, daß sich der Versicherungsnehmer zur gewissenhaften Befolgung der ihm auferlegten Pflichten umso eher bestimmt finden wird, je härter ihn der auf deren Vernachlässigung gesetzte Nachteil trifft. Wenn der Versicherer deshalb als Sanktion die wirksamste Strafe, nämlich den Verlust des Anspruches festsetzt, wird ihm die Möglichkeit, diese Rechtsfolgen zu vereinbaren, umsoweniger benommen werden dürfen, als sonst das Gleichgewicht in der Stellung der beiden Vertragsparteien bedenklich ins Schwanken geraten könnte.

Wenngleich darum von einem allgemeinen Verbot dieser Verwirkungsklauseln nicht die Rede sein kann, fragt es sich doch, ob nicht dem Gesetzgeber die Pflicht obliegt, hinsichtlich der Geltendmachung solcher Rechtsnachteile gewisse Einschränkungen, insbesondere gewisse Voraussetzungen zu statuieren, von denen die praktische Durchführung derartiger Vereinbarungen abhängig zu machen ist. Daß der Verwaltungsweg nicht gangbar ist, um die bedenklichen Folgen der Verwirkungsklauseln hintanzuhalten, dürfte kaum erst zu beweisen sein. Es wird allerdings darauf hingewiesen, daß es in den Aufgaben der mit der Aufsicht über die Versicherungsanstalten betrauten Verwaltungsbehörden gelegen sei, die Interessen der Versicherungsnehmer in dieser Richtung in Schutz zu nehmen, zumal ausreichende Gelegenheit hiezu bei Genehmigung der allgemeinen Versicherungsbedingungen geboten ist. Daß diese Anschauung der Begründung entbehrt, erhellt ohne weiteres, wenn man deren äußerste Konsequenz in Betracht zieht: sie führt in letzter Linie dazu, die privatrechtliche Regelung des Versicherungsrechtes überhaupt für entbehrlich zu halten, obwohl die Erfahrungen das gerade Gegenteil beweisen. Darin liegt selbstverständlich kein Vorwurf für die Aufsichtsbehörde, zumal sie innerhalb ihres Wirkungskreises auf generelle Verfügungen zum Schutze der Versicherungsnehmer beschränkt und daher nicht in der Lage ist, zur Wahrung der Interessen des Versicherungsnehmers im einzelnen Falle Vorkehrungen zu treffen.

Die Unterlassung einer die Verwirkungsklauseln treffenden Vorschrift im Versicherungsgesetze würde somit eine bedenkliche Lücke offen lassen, durch die der Wert einer legislativen Regelung des Versicherungsvertrages erheblich vermindert werden würde. Allerdings kann der Gesetzgeber nur die grundlegenden Fragen des Versicherungs-

rechtes, die typischen Merkmale des Vertrages erfassen und in Gestalt gesetzlicher Rechte und Pflichten verkörpern. Innerhalb dieses Rahmens ist dann der privaten Vereinbarung ein weiter Spielraum offen gelassen, der die Stipulierung besonderer Vertragspflichten im Hinblick auf den betreffenden Versicherungszweig oder auch konkrete Versicherungsgeschäfte ermöglicht. Gibt nun das Gesetz keine Regeln über die Verwirkungsklauseln, so würde dem Versicherer, dessen faktisch einseitige Dispositionsmacht über einen Teil des Vertragsverhältnisses wohl kaum bestritten wird, an die Hand gegeben, aus der Nichterfüllung der dem Versicherungsnehmer auferlegten Pflichten vertragsmäßige Rechtsfolgen abzuleiten, die dem Billigkeitsgefühl nicht entsprechen und gegen deren Geltendmachung der Richter machtlos wäre, weil der Versicherer auf Grund des Vertrages die Befugnis hiezu besitzt.

II. Steht nun einmal fest, daß die Verwirkungsklausel gewissen allgemeinen Beschränkungen zu unterwerfen ist, so ergibt sich die Frage, in welchem Maße und von welchen Gesichtspunkten aus solche Beschränkungen zu statuieren sind.

Um zu einer richtigen Beurteilung dieser Frage zu gelangen, ist es notwendig, auf den Zweck der Verwirkungsklausel näher einzugehen. Da kommen nun vor allem zwei Momente in Betracht, die zwar innig miteinander zusammenhängen, aber doch je für sich allein eine selbständige Grundlage bilden, um die Zulässigkeit der aus der Verwirkungsklausel abzuleitenden Rechtsfolgen erkennen zu lassen. Das eine dieser Momente ist in dem Charakter der Verwirkungsklausel als Strafe gelegen. Der Versicherungsnehmer wird für die Verletzung der ihm auferlegten Pflicht mit dem Verluste des Anspruches bestraft. Dieser empfindlichste Nachteil, der den ungetreuen Vertragsgenossen treffen kann, wirkt somit aneifernd zur Erfüllung der Vertragspflichten; die Verwirkungsklausel ist in diesem Sinne Abschreckungs- und Erziehungsmittel zugleich. Das zweite Moment, das in der Verwirkungsklausel gelegen ist, gelangt in der ungemein verstärkten Position des Versicherers gegenüber den vom Versicherer erhobenen Ansprüchen aus dem Vertrage zum Ausdruck. Der Versicherer ist in die Lage versetzt, die gegen ihn erhobenen Ansprüche durch den Hinweis auf die eingetretene Vertragsverletzung mit einem Schlage zu vernichten. Das Fehlen der Verwirkungsklausel würde den Versicherer nötigen, die Pflichtverletzung erst zum Ausgangspunkte eines Kampfes mit dem Versicherungsnehmer zu nehmen und über die daraus abzuleitenden Rechtsfolgen sich mit ihm auseinanderzusetzen. Die Verwirkungsklausel bewahrt ihn vor diesem den Zufälligkeiten jedes Streites und den Schwierigkeiten einer Beweisführung ausgesetzten Kampf und

versetzt ihn in die Lage, mit verschränkten Armen zuzusehen, ob und inwieweit sein Gegner den gegen ihn geführten Schlag zu parieren vermag.

Aus diesen beiden Momenten lassen sich nun unschwer jene Schlüsse ziehen, die nach den Verhandlungen des deutschen Juristentages wohl als *communis opinio* bezeichnet werden können und jene Richtung weisen, in der sich eine gesetzliche Beschränkung bei Geltendmachung der Verwirkungsklausel bewegen muß.

Aus dem Charakter der Vertragsstrafe folgt, daß deren Geltendmachung in jedem Falle ein Verschulden auf Seite des den Vertrag verletzenden Teiles voraussetzt. Ohne Schuld keine Strafe. Das Prinzip, das in den neuen Kodifikationen des Versicherungsrechtes ausnahmslos zur Geltung gebracht wird, wenn es sich um die Geltendmachung von Rechtsnachteilen wegen Nichterfüllung gesetzlicher Pflichten handelt, nämlich die Voraussetzung einer schuldhaften Pflichtverletzung, muß auch bei der Verletzung rein vertragsmäßiger Pflichten zur Anwendung gelangen. Der erste Grundsatz, vermittels dessen der Gesetzgeber es unternimmt, in die Geltendmachung der Verwirkungsklausel hemmend einzugreifen, muß daher lauten: Die bedungene Verwirkung des Anspruches aus dem Versicherungsvertrage kann von dem Versicherer aus der Verletzung vertragsmäßiger Pflichten nur dann abgeleitet werden, wenn dem Verpflichteten ein Verschulden bei der Außerachtlassung der ihm auferlegten Verbindlichkeit zur Last fällt. Die Verwirkung des Anspruches kann dagegen nicht geltend gemacht werden, wenn nur eine objektive Pflichtverletzung vorliegt, mag auch die betreffende Vereinbarung von der Verschuldensfrage vollständig absehen. Diesen Grundsatz hat zuerst der deutsche Entwurf eines Gesetzes über den Versicherungsvertrag mit voller Deutlichkeit aufgenommen und der österreichische Entwurf ist ihm in dieser Richtung gefolgt.

Eine weitere Aufgabe des Gesetzgebers ist darin gelegen, die Geltendmachung der Verwirkungsklausel mit dem Grade des Verschuldens, das dem ungetreuen Vertragsgenossen zur Last fällt, in Einklang zu bringen. Es handelt sich also darum, ob diese höchste Vertragsstrafe schon bei jedem Verschulden schlechtweg verwirkt sein soll oder ob deren Geltendmachung von der Voraussetzung eines schwereren Verschuldens abhängig zu machen ist, wobei allerdings auch die Verschiedenheit des in den einzelnen Staaten geltenden Verschuldensbegriffes, der sich nach den allgemeinen Grundsätzen des Privatrechtes richtet, in Betracht zu ziehen ist. Der deutsche Entwurf ist auch in dieser Richtung vorbildlich für den österreichischen Entwurf gewesen, indem er eine sachgemäße Unterscheidung aufstellt, je

nachdem es sich um Verletzung von Pflichten handelt, die vor oder nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind. Die Geltendmachung der Verwirkungsklausel wird in Fällen der letztgenannten Art an weit strengere Voraussetzungen geknüpft und zwar, wie die Begründung besagt, weil der Versicherungsnehmer mit dem Eintritte des Versicherungsfalles ein Recht auf die Leistung des Versicherers erworben hat, das ihm nicht ohne zwingende Gründe wieder entzogen werden darf. Der erste deutsche Entwurf, der übrigens bloß von befristeten Handlungen sprach, die vor Eintritt des Versicherungsfalles vorzunehmen sind, stellte daher im § 7 den Grundsatz auf, daß die Geltendmachung der Verwirkungsklausel ausgeschlossen sein soll, wenn die Versäumung den Umständen nach als eine unverschuldete anzusehen ist und die versäumte Handlung unverzüglich nachgeholt wird. § 8 bestimmte dagegen, daß bei Verletzung einer Obliegenheit, die nach Eintritt des Versicherungsfalles dem Versicherer gegenüber zu erfüllen ist, die Geltendmachung der Verwirkungsklausel nur im Falle arglistiger Verletzung der Obliegenheit stattfinden dürfe: erleichternde Bestimmungen wurden hinsichtlich der nach Eintritt des Versicherungsfalles dem Versicherungsnehmer auferlegten Anzeigepflicht bei den Vorschriften über die einzelnen Versicherungszweige getroffen. Der damalige Entwurf griff aber über das Gebiet der eigentlichen Verwirkungsklausel hinaus, indem er diese Beschränkungen nicht bloß für Vereinbarungen statuierte, kraft deren der Anspruch des Versicherungsnehmers im Falle der Pflichtverletzung verwirkt sein soll, sondern auch auf jene Fälle ausdehnte, in denen anderweitige Rechtsnachteile an die Außerachtlassung der Obliegenheit im Vertrage geknüpft worden waren. Dieser Standpunkt wurde in der dem Reichstage zugegangenen Vorlage modifiziert, indem durch die Vorschrift des § 6 die Bestimmungen auf das engere Gebiet der Verwirkungsklausel eingeschränkt wurden, bei denen an die Außerachtlassung der Obliegenheit das Recht des Rücktritts vom Vertrage oder der Anspruchsverlust geknüpft wird. Dagegen wurde die Bestimmung des § 7 nicht mehr auf die Versäumung befristeter Handlungen beschränkt, sondern auf Obliegenheiten im allgemeinen ausgedehnt, die vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen waren. Endlich wurde aber auch den vielfach erhobenen Bedenken der Versicherungsgesellschaften Rechnung getragen, die die Voraussetzung eines arglistigen Verhaltens für die Geltendmachung der Verwirkungsklausel bei Obliegenheiten, die nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen waren, als eine zu strenge, in den seltensten Fällen festzustellende ansehen: die Reichstagsvorlage hat daher dieses Erfordernis nicht mehr aufrecht erhalten, sondern die Geltendmachung der Verwirkungsklausel schon dann zu-

gelassen, wenn die Außerachtlassung vorsätzlich geschah oder auf grober Fahrlässigkeit beruhte.

Wenn man demgegenüber die in den §§ 29 und 37 der österreichischen Regierungsvorlage enthaltenen Bestimmungen über die Verwirkungsklausel in Betracht zieht, fällt vor allem auf, daß dieser Entwurf die Geltendmachung der Verwirkungsklausel an strengere Voraussetzungen knüpft, indem er deren Geltendmachung bei Obliegenheiten, die vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, von Vorsatz oder grober Fahrlässigkeit des Versicherungsnehmers (nicht wie der deutsche Entwurf bloß vom Verschulden), bei Obliegenheiten, die nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, aber von einer vorsätzlichen Außerachtlassung abhängig macht.

Diese graduelle Verschiedenheit in der Behandlung der Verwirkungsklausel ist — abgesehen von den noch später zu erwähnenden Einschränkungen — zunächst auf den Umstand zurückzuführen, daß der Verschuldensbegriff nach dem österreichischen Privatrechte ungewein weit ist, indem er auch *levissima culpa* in sich schließt. Das Bestreben, die höchste Strafe der Verwirkung des Anspruches mit dem schuldhaften Verhalten des Versicherungsnehmers in gerechten Einklang zu bringen, führt deshalb dazu, die Geltendmachung der Verwirkungsklausel nicht schon an das Vorliegen eines bloßen Verschuldens zu knüpfen, sondern hierfür die Voraussetzungen des Vorsatzes oder einer groben Fahrlässigkeit aufzustellen. Für diese Anordnung sind aber auch noch andere Gründe legislativpolitischer Natur maßgebend gewesen. Die Tendenz, den Versicherungsnehmern eine günstigere Position zu verschaffen, hat damit nichts zu tun; es sollte vielmehr das Terrain für die Verwirkungsklausel mehr und mehr eingeengt werden. Die Absicht des Gesetzgebers geht offenbar dahin, den Versicherer zum Maßhalten in der Stipulierung von Verwirkungsklauseln anzuleiten und diese nur dort als berechtigt anzuerkennen, wo das Bedürfnis außer Zweifel steht und die Schwere des Verschuldens der Höhe des Nachteiles entspricht. Dem Versicherer bleibt unbenommen, bei bloß schuldhaftem Verhalten des Versicherungsnehmers und selbst bei einer bloß objektiven Pflichtverletzung anderweitige Vertragsstrafen zu vereinbaren, insbesondere sich ein Kündigungsrecht vorzubehalten oder das Recht zur Erhöhung der Prämie oder auf Zahlung einer Konventionalstrafe zu bedingen, um das Gleichgewicht in den beiderseitigen Leistungen herzustellen. Es soll aber verhütet werden, daß unterschiedslos mit der Verwirkung des Anspruches gedroht wird, wo mit einem geringeren Rechtsnachteile das Auslangen gefunden werden kann. Die bisherige Praxis der „Versicherungsbedingungen“ setzt den Richter vor die Zwangslage, entweder nichts oder alles zu-

sprechen zu müssen und führte zu manchen gewaltsamen Interpretationen, durch die die Schärfe dieser Vereinbarungen gemildert werden sollte, ein Zustand, der für beide Teile wenig erfreulich ist und das Gefühl der Sicherheit über den Wert der getroffenen Vereinbarungen vermissen läßt. Die Rechtslage, wie sie durch den österreichischen Entwurf geschaffen wird, gestattet also dem Versicherer die Verwirkung des Anspruches nur im Falle der Vorsätzlichkeit oder groben Fahrlässigkeit des Versicherungsnehmers geltend zu machen. Fällt dagegen dem Versicherungsnehmer bloß ein Verschulden zur Last, so tritt nicht die Verwirkung des Anspruches ein; der Versicherer kann aber für diesen Fall eine Konventionalstrafe vereinbaren und dadurch eine der Pflichtverletzung des Versicherungsnehmers angemessene Sühne schaffen. Andererseits ist der Richter in den Stand gesetzt, die Höhe dieser Strafe mit den tatsächlichen Verhältnissen in Einklang zu bringen, da ihm gemäß § 30 des Entwurfes in Übereinstimmung mit § 1336 B. G. B. das Recht zusteht, die vereinbarte Strafe allenfalls zu mäßigen.

Der Rechtssatz, daß die Verwirkungsklausel nur im Falle eines Verschuldens geltend gemacht werden könne, ist somit in beiden Entwürfen konform, wenngleich graduell verschieden zum Ausdrucke gebracht. Er erleidet indessen einige Ausnahmen, wenn er mit dem Eintritte des Versicherungsfalles in Beziehung gebracht wird. Dieser Umstand leitet zur Besprechung des zweiten in den Verwirkungsklauseln gelegenen Momentes über, nämlich der dadurch ermöglichten glatten Abwehr des gegen den Versicherer erhobenen Anspruches.

III. Die Erhebung des Anspruches gegen den Versicherer setzt naturgemäß voraus, daß der Versicherungsfall eingetreten ist. Von diesem Zeitpunkte an treten auch die Konsequenzen einer etwaigen Verletzung der Vertragspflichten mit voller Deutlichkeit hervor. Es läßt sich zumeist erkennen, ob die Außerachtlassung einer vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Obliegenheit auf den Eintritt des Versicherungsfalles etwa Einfluß geübt hat oder ob die Folgen des Ereignisses dadurch eine größere Ausdehnung gewonnen haben. Ebenso kann auch die Verletzung einer nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllenden Pflicht nicht bloß die Folgen des Versicherungsfalles, sondern auch dessen Feststellung ungünstig beeinflussen. Ist nun in einem dieser Fälle tatsächlich eine nachteilige Folgewirkung für den Versicherer eingetreten, so erwächst ihm schon nach allgemeinen Rechtsgrundsätzen aus der Verletzung der Vertragspflicht ein Schadenersatzanspruch. Diesen Anspruch hat der Versicherer schon dadurch vorweggenommen, daß er sich die Befreiung von der Verpflichtung zur Leistung ausbedungen hat. Die Verwirkungsklausel wirkt

somit in diesem Sinne wie die Schaffung einer Kompensationsforderung in der Höhe des vom Versicherungsnehmer geltend gemachten Anspruches durch vertragsmäßige Abrede. Die Voraussetzung der Geltendmachung dieser Gegenforderung setzt aber selbstverständlich voraus, daß die nachteiligen Folgewirkungen aus der dem Versicherungsnehmer zur Last fallenden Pflichtverletzung tatsächlich eingetreten sind; nicht die Vertragsverletzung für sich allein, sondern nur in Verbindung mit dem Eintritte jener Nachteile, zu deren Verhütung die betreffende Verpflichtung dem Versicherungsnehmer auferlegt wurde, kann die Schadenersatzpflicht begründen. Man kann daher sagen, daß der Schadenersatzanspruch des Versicherers durch die Verwirkungsklausel nur seiner Höhe nach festgesetzt wird: im übrigen bleibt er aber von der Tatsache des wirklich erlittenen Schadens ebenso abhängig, als wenn eine Vereinbarung nicht stattgefunden hätte. Hieraus ergibt sich nun eine weitere Beschränkung der Verwirkungsklausel im Hinblick auf die durch den Eintritt des Versicherungsfalles gegebene Sachlage, durch die ein allfälliger Zusammenhang der Pflichtverletzung mit den dem Versicherer dadurch erwachsenen Nachteilen ins helle Licht gerückt wird. Dieses Moment der Kausalität führt zu dem Schlusse, daß die Geltendmachung der Verwirkungsklausel dann zu versagen ist, wenn festgestellt ist, daß durch die Pflichtverletzung ein Nachteil für den Versicherer überhaupt gar nicht entstanden ist.

Im ersten deutschen Entwurfe war das Moment der Kausalität bei der Regelung der Verwirkungsklausel nicht in Betracht gezogen worden. Dagegen stellte bereits der erste österreichische Entwurf in § 7 hinsichtlich derjenigen Obliegenheiten, die vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, außer dem Schuldimente die weitere Voraussetzung für die Geltendmachung der Verwirkungsklausel auf, daß die Außerachtlassung der Obliegenheit für den Eintritt des Versicherungsfalles oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung von Einfluß sein konnte. Diese Bestimmung wurde indessen in der Regierungsvorlage fallen gelassen, weil eine verlässliche Grundlage für die Beurteilung der Relevanz einer Obliegenheit doch nur im Zusammenhange mit dem Eintritte des Versicherungsfalles gefunden werden kann und weil damit die Zulässigkeit einer derartigen Vereinbarung, die ohnehin der Prüfung durch die Aufsichtsbehörde unterliegt, überdies noch der richterlichen Kontrolle unterstellt worden wäre. Ebenso hatte der österreichische Entwurf im § 33 das kausale Moment auch bei jenen Obliegenheiten berücksichtigt, die nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen waren. Diese Bestimmung findet sich wieder in den §§ 29 und 37 der österreichischen Regierungsvorlage. Dort wird zwar hinsichtlich der vor Eintritt des Versicherungs-

fall es zu erfüllenden Obliegenheiten ganz allgemein bestimmt, daß die Verwirkung des Anspruches ausgeschlossen ist, wenn dem Versicherungsnehmer nicht Vorsatz oder grobe Fahrlässigkeit zur Last fällt; ist aber der Versicherungsfall eingetreten, dann tritt noch ein dritter Ausschließungsgrund hinzu, nämlich der mangelnde kausale Zusammenhang zwischen der Pflichtverletzung einerseits und dem Eintritte des Versicherungsfalles oder dem Umfange der dem Versicherer obliegenden Leistung andererseits. Soweit es sich um Obliegenheiten handelt, die nach Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, bestimmt § 37, daß die Geltendmachung der Verwirkungsklausel bei vorsätzlicher Handlungsweise des Verpflichteten ohne Rücksicht auf das kausale Verhältnis zulässig ist. Hat aber die Außerachtlassung der Obliegenheit die Feststellung des Versicherungsfalles oder den Umfang der dem Versicherer obliegenden Leistung beeinflußt, dann soll die Geltendmachung der Verwirkungsklausel auch dann zulässig sein, wenn dem Verpflichteten grobe Fahrlässigkeit zur Last fällt. Im österreichischen Entwurfe drückt sich daher die strengere Behandlung der Verwirkungsklausel bei derartigen Obliegenheiten in der Weise aus, daß ein bloß schuldhaftes Verhalten des Verpflichteten unter keinen Umständen zur Geltendmachung der Verwirkungsklausel berechtigt. Fälle dieser Art werden also nur durch die allgemeine Schadenersatzpflicht oder durch eine Konventionalstrafe gedeckt, wodurch allerdings die Stellung des Versicherers ungünstiger wird, zumal ihm der Streit mit dem Versicherungsnehmer um die entscheidenden Tatsachen nicht erspart wird; allein es entspricht dem Billigkeitsgefühl, daß der Versicherungsnehmer das einmal erlangte Recht auf die Versicherungssumme nicht schon bei unbedeutenden Versehen verlieren solle und daß dem Richter die Macht eingeräumt werde, in richtiger Abschätzung der durch die Pflichtverletzung für den Versicherer eingetretenen Nachteile die ihm gebührende Entschädigung festzusetzen.

Wenn man demgegenüber die Bestimmungen der deutschen Reichstagsvorlage in Betracht zieht, die sich mit der Rückwirkung des kausalen Zusammenhanges auf die Geltendmachung der Verwirkungsklausel beschäftigen, so ergibt sich im Hinblick auf die Bestimmungen des österreichischen Entwurfes ein erheblicher Unterschied. Die deutsche Vorlage läßt die Frage des kausalen Zusammenhanges bei Verwirkungsklauseln für die Außerachtlassung von Obliegenheiten nach Eintritt des Versicherungsfalles überhaupt ganz außer Betracht. Soweit es sich dagegen um Obliegenheiten handelt, die vor Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, stellt § 32 allerdings eine bestimmte Regel auf; allein diese Regel ist in den Abschnitt eingereiht, der von der Gefahrerhöhung handelt demgemäß beschränkt sich die Bestimmung

auf solche Obliegenheiten, die der Versicherungsnehmer zum Zwecke der Verringerung der Gefahr oder zum Zwecke der Verhütung von Gefahrerhöhungen zu erfüllen verpflichtet wird. In diesem Zusammenhange bestimmt die Vorlage, daß sich der Versicherer auf die Verwirkungsklausel nicht berufen dürfe, wenn die Verletzung keinen Einfluß auf den Eintritt des Versicherungsfalles und auf den Umfang der Leistung des Versicherers gehabt hat. Eine Berücksichtigung des kausalen Verhältnisses wird somit den Verwirkungsklauseln nur bei jenen Obliegenheiten zuteil, die vor dem Eintritte des Versicherungsfalles zu erfüllen sind und überdies mit dem Gefahrmoment im Zusammenhang stehen.

Es ist nicht zu verkennen, daß hier ein tiefgreifender Unterschied zwischen der deutschen und der österreichischen Vorlage besteht. Es ist gewiß ein vollkommen berechtigter Standpunkt des deutschen Gesetzes, wenn es die für den Versicherer wichtigsten Momente, die mit der Gefahr unmittelbar zusammenhängen, heraushebt und an die Einflußlosigkeit einer darauf bezüglichen Pflichtverletzung den Ausschluß der Geltendmachung der Verwirkungsklausel knüpft. Allein es drängt sich doch die Frage auf, ob nicht die Geltendmachung der Verwirkungsklausel mit weit mehr Berechtigung dort zu versagen ist, wo es sich um die Verletzung von Pflichten handelt, die mit der Gefahr in keinem Zusammenhange stehen? Die vornehmste Aufgabe der Verwirkungsklausel ist doch darin gelegen, den Versicherer vor einer Erhöhung seines Risikos zu bewahren; Pflichtverletzungen, die sich der Versicherungsnehmer auf diesem Gebiete zuschulden kommen läßt, berühren tatsächlich den Lebensnerv des Versicherers. Nicht das gleiche läßt sich aber von allen anderweitigen dem Versicherungsnehmer auferlegten Verpflichtungen sagen; da genügen Vertragsstrafen anderer Art, um die Interessen des Versicherers zur Geltung zu bringen.

Der Standpunkt des österreichischen Entwurfes erkennt den Obliegenheiten, die vor dem Eintritt des Versicherungsfalles zu erfüllen waren, sobald einmal der Versicherungsfall eingetreten ist, eine Bedeutung nur dort zu, wo deren Nichterfüllung tatsächlich einen Nachteil für den Versicherer geschaffen hat. Darin ist allerdings eine sehr weitgehende Einschränkung der Verwirkungsklausel gelegen, die zu einer genaueren aber meines Erachtens in der Sachlage nicht ungerechtfertigten Abstufung der vom Versicherer angedrohten Rechtsnachteile je nach dem Charakter der einzuhaltenden Verpflichtung und ihrer Bedeutung für das Gefahrmoment nötigt.

Es sei gestattet, noch auf einen weiteren Unterschied zwischen den beiden in Rede stehenden Kodifikationen aufmerksam zu machen.

Der österreichische Entwurf bindet nämlich die Geltendmachung der Verwirkungsklausel an eine bestimmte Frist, während das deutsche Gesetz eine Bestimmung hierüber unterläßt. Der österreichische Entwurf will durch diese Vorschrift einerseits dem Versicherungsnehmer die Ungewißheit benehmen, ob der Versicherer aus dem pflichtwidrigen Verhalten die vertragsmäßigen Konsequenzen ziehen wird, andererseits soll aber der Möglichkeit vorgebeugt werden, daß der Versicherer, obwohl in Kenntnis von der Pflichtverletzung sich nicht rührt, die Prämie in Empfang nimmt und schließlich im Ernstfalle auf Grund der dem Versicherungsnehmer zur Last fallenden Pflichtwidrigkeit die Zahlung verweigert. Es schien am Platze, in dieser Richtung Klarheit zu schaffen, zumal mit der Annahme stillschweigenden Verzichtes auf die Geltendmachung der Verwirkungsklausel nicht immer wird das Auslangen gefunden werden können. Eine solche Regelung wird sich umsomehr empfehlen, als die Geltendmachung des Rücktrittsrechtes auf Grund der Außerachtlassung gesetzlicher Pflichten in beiden Entwürfen stets an eine bestimmte Frist gebunden wird. Der österreichische Entwurf setzt daher eine einmonatige Frist fest, innerhalb deren der Versicherer dem Versicherungsnehmer seine Absicht von der Verwirkungsklausel Gebrauch zu machen, kundgeben muß, widrigens der Verzicht auf deren Geltendmachung angenommen wird. Der Entwurf sieht gleichzeitig vor, daß das Vertragsverhältnis im Falle der vom Versicherer angezeigten Absicht die Verwirkungsklausel geltend zu machen, vom Versicherungsnehmer zur Auflösung gebracht werden kann, um erforderlichenfalls eine neue Versicherung eingehen zu können. Zu diesem Zwecke wird ihm die Befugnis zugesprochen, den Vertrag ohne Einhaltung einer Kündigungsfrist zu kündigen. Nichtsdestoweniger bleibt jedoch dem Versicherer der Anspruch auf die Prämie für die laufende Versicherungsperiode vorbehalten, da die Kündigungsbefugnis sonst leicht von dem Versicherungsnehmer mißbraucht werden könnte, indem er durch Nichterfüllung einer ihm auferlegten Verpflichtung den Versicherer zur Geltendmachung der Verwirkungsklausel nötigt, dann aber diese Gelegenheit wahrnimmt, um sich durch die Kündigung einem ihm nicht mehr zusagenden Verträge zu entziehen.

IV. Weit weniger energisch als das deutsche Gesetz und der österreichische Entwurf zogen die beiden anderen Kodifikationen gegen die Verwirkungsklausel ins Feld.

Artikel 42 des schweizerischen Entwurfes. Schweizerisches Bundesblatt vom 10. Februar 1904, beschränkte sich darauf, zu Gunsten des Versicherungsnehmers nur dort einzuschreiten, wo es sich um Fristversäumnisse handelt. Dabei machte es keinen Unterschied, ob die betreffende Frist kraft gesetzlicher Vorschrift oder zufolge vertrags-

mäßiger Vereinbarung eingehalten werden muß. Auch sollte mit der Nichtbeobachtung der Frist nicht geradezu der Verlust des Anspruches gegen den Versicherer verbunden sein, vielmehr genügte es für die Anwendung der Vorschrift, wenn der Bestand eines Rechtes überhaupt von der Einhaltung der Frist abhängig gemacht ist. Der Entwurf räumte diesfalls dem Berechtigten die Befugnis ein, die ohne Verschulden versäumte Handlung nach Beseitigung des Hindernisses ohne Verzug nachzuholen. Hieraus ergibt sich, daß die Geltendmachung der Verwirkungsklausel nur beim Zusammentreffen zweier Voraussetzungen ausgeschlossen wäre, wenn nämlich die vorzunehmende Handlung einerseits ohne Verschulden versäumt, andererseits aber ohne Verzug nach Beseitigung des Hindernisses nachgeholt wird.

Der Standpunkt des schweizerischen Entwurfes war somit ein für den Versicherungsnehmer überaus strenger, indem er das ganze Gebiet der nicht an die Einhaltung einer Frist gebundenen Vertragspflichten für die Vereinbarung von Verwirkungsklauseln freigab, aber auch für die von ihm behandelten Fälle den schuldlosen Teil nur unter gewissen Beschränkungen gegen die Geltendmachung der Verwirkungsklausel schützte. War nun in ersterer Richtung eine bedauerliche Lücke in den Bestimmungen des Entwurfes zu erblicken, so erschien auch die von dem Entwurfe hinsichtlich der Fristversäumnisse eingenommene Haltung nicht befriedigend, weil sie das Moment des Kausalzusammenhanges vollends außer acht ließ. Es läßt sich kaum als begründet bezeichnen, wenn der Entwurf die Anspruchsverwirkung bei einer verschuldeten Fristversäumnis zuläßt, obwohl die versäumte Handlung ohne Nachteil für den Versicherer erst nach Ablauf der Frist vorgenommen wurde: ebensowenig scheint es gerechtfertigt zu sein, die Anspruchsverwirkung auch dann eintreten zu lassen, wenn sich herausstellt, daß die Nichtvornahme der Handlung oder deren verspätete Vornahme für den Eintritt des Versicherungsfalles und die mit ihm verbundenen Folgen ohne Einfluß geblieben ist. Der Entwurf stand in dieser Frage unter dem Banne des Abschreckungs- und Erziehungszweckes der Verwirkungsklausel: er setzte sich aber, indem er derlei Vereinbarungen auf weitem Gebiete unberührt ließ, mit sich selbst in Widerspruch, zumal er in allen anderen wichtigen Belangen dem Entschuldigungsprinzipie volle Geltung verschaffte.

In richtiger Erkenntnis dieser Mängel hat das schweizerische Bundesgesetz vom 2. April 1908 die Zurückhaltung aufgegeben und sich dem Standpunkte des deutschen Rechtes wesentlich genähert.

Artikel 29 des schweizerischen Gesetzes stimmt mit dem eben besprochenen § 32 des deutschen Gesetzes nahezu wörtlich überein und regelt damit das Gebiet jener Verwirkungsklauseln, die sich an

die Außerachtlassung von Obliegenheiten zum Zwecke der Gefahrminderung oder der Verhütung von Gefahrerhöhungen knüpfen, auf Grundlage der Berücksichtigung des Kausalzusammenhanges.

Artikel 45 des schweizerischen Gesetzes bringt im Absatz 3 die früher besprochene Entwurfsbestimmung des Artikels 42 über unverschuldete Fristversäumnis wieder, setzt jedoch an die Spitze eine Vorschrift über die Verwirkungsklausel im allgemeinen, durch die die Geltendmachung der Verwirkungsklausel versagt wird, wenn die Verletzung der Obliegenheit den Umständen nach als eine unverschuldete anzusehen ist. Von den Bestimmungen des deutschen Gesetzes und des österreichischen Entwurfes weicht diese Vorschrift in doppelter Richtung ab. Sie sieht nämlich von einer Unterscheidung in der Behandlung der Verwirkungsklausel, je nachdem es sich um Obliegenheiten handelt, die vor oder nach dem Eintritte des Versicherungsfalles zu erfüllen sind, ab: beide Fälle werden vielmehr gleichgestellt, so daß die Geltendmachung der Verwirkungsklausel immer nur von dem Nachweise eines bloßen Verschuldens abhängig ist. In dem deutschen Gesetze sowie im österreichischen Entwurfe wird dagegen bekanntlich für die Geltendmachung der Verwirkungsklauseln ein erhöhter Grad des Verschuldens gefordert, wenn es sich um die Außerachtlassung von Obliegenheiten handelt, die nach dem Eintritte des Versicherungsfalles zu erfüllen sind.

Nimmt das schweizerische Gesetz in dieser Frage einen dem Versicherer günstigeren Standpunkt ein, so scheint es in anderer Hinsicht wieder dem Versicherungsnehmer entgegenzukommen, indem es im Anschlusse an den ersten deutschen Entwurf die angeführte Bestimmung des Artikels 45, Absatz 1, nicht bloß für die eigentlichen Verwirkungsklauseln gelten läßt, sondern auf alle Rechtsnachteile ausdehnt, deren Eintritt für den Fall der Verletzung einer Obliegenheit vereinbart worden ist. Diese Ausdehnung, die *expressis verbis* in dem deutschen Gesetze und in dem österreichischen Entwurfe nicht enthalten ist, wird im Interesse der reinen Durchführung des Entschuldigungsprinzipes nur begrüßt werden können; ihr Zweck dürfte aber auch durch die Bestimmung des österreichischen Entwurfes, wonach Konventionalstrafen dem richterlichen Mäßigungsrechte unterliegen, ausreichend sichergestellt sein. Die Geschichte dieser Kodifikation zeigt deutlich, daß sich auch der schweizerische Entwurf, als er zum Gesetze reifte, in der Frage der Verwirkungsklauseln dem treibenden Einflusse der deutschen Gesetzgebung nicht zu entziehen vermochte.

Eine noch zögerndere Haltung in der Frage der Verwirkungsklausel als sie der angeführte schweizerische Entwurf bekundete, nimmt

der französische Entwurf eines Gesetzes über den Versicherungsvertrag ein.

In den Motiven zu Artikel 37 des Gesetzentwurfes werden zwar die Klagen über den Mißbrauch der Verwirkungsklausel, durch den der Wert einer Versicherung zum mindesten in Frage gestellt oder erheblich vermindert wird, für begründet angesehen: allein der Entwurf zieht nicht die aus dieser Anschauung abzuleitenden Konsequenzen, da er seine Aufmerksamkeit nur zwei Spezialklauseln zuwendet, die ihm für den Versicherungsnehmer besonders drückend erscheinen. Die eine dieser Klauseln betrifft die Verpflichtung des Versicherungsnehmers, den Eintritt des Versicherungsfalles den Behörden anzuzeigen und die etwa erforderlichen Dokumente vorzulegen. Der Entwurf erklärt nun jede Vereinbarung für unwirksam, kraft deren an eine einfache Verzögerung in der Erfüllung dieser Pflichten der Verlust des Anspruches gegen den Versicherer geknüpft wird; der Versicherer soll vielmehr in einem solchen Falle nur die Befugnis erhalten, für den ihm durch die Verzögerung etwa erwachsenen Schaden die entsprechende Schadloshaltung zu verlangen. Es handelt sich also hier um eine nach dem Eintritte des Versicherungsfalles zu erfüllende Obliegenheit, deren Außerachtlassung die Geltendmachung der Verwirkungsklausel nur im Falle eines einfachen Verschuldens hindert: fällt dagegen dem Anzeigepflichtigen ein grobes Verschulden zur Last, so muß angenommen werden, daß der Anspruchsverlust vom Versicherer wirksam geltend gemacht werden kann.

Der französische Entwurf bewegt sich somit in diesem Einzelfalle ungefähr in den Bahnen des deutschen Gesetzes, bleibt aber hinter dem österreichischen Entwurfe zurück, der die Geltendmachung der Verwirkungsklausel für solche Pflichtverletzungen im allgemeinen an ein vorsätzliches Verhalten des Verpflichteten und bei grobfahrlässiger Handlungsweise an das gleichzeitige Vorliegen gewisser weiterer Voraussetzungen im Hinblick auf den Kausalzusammenhang knüpft.

Der zweite Fall, der dem französischen Entwurfe Anlaß gibt, sich mit den Verwirkungsklauseln zu beschäftigen, betrifft die bei Versicherungsverträgen nicht selten übliche Generalklausel, wonach der Versicherungsnehmer seines Anspruches für verlustig erklärt wird, wenn er die bestehenden Gesetze oder Verordnungen verletzt. Die Motive besagen hierüber, daß Vereinbarungen dieser Art die Versicherung in weitem Umfange gegenstandslos zu machen geeignet erscheinen; insbesondere auf dem Gebiete der Unfallversicherung, wo diese Klausel ihre hauptsächlichste Bedeutung erlangt, sind die für gewisse Industrien bestehenden Vorschriften so zahlreich, daß beinahe regelmäßig eine Verletzung dieser Vorschriften unterläuft, auf Grund

deren dem Versicherungsnehmer, der jahrelang seine Prämien bezahlt hat, der Anspruch entzogen wird.

Der Entwurf erklärt daher im Absatz 1 des Artikels 37 derartige Vereinbarungen für nichtig, es sei denn, daß die Verletzung der Vorschriften ein Verbrechen, Vergehen oder grobe Fahrlässigkeit des Verpflichteten begründet. Die Energie, mit der der Entwurf diesen Verwirkungsklauseln an den Leib rückt, ist jedoch nur eine scheinbare: denn im Absatze 3 desselben Artikels wird die Wirksamkeit der im Absatz 1 bezeichneten Vereinbarungen unter der Voraussetzung anerkannt, daß der Text jener Vorschriften in der Polizze vollinhaltlich wiedergegeben ist. Ob damit viel erreicht ist, bleibt wohl zweifelhaft: jedenfalls scheint es nicht billig, bei der bekannten Scheu vor dem Lesen des Polizzentextes dieses rein formelle Erfordernis zum Ausgangspunkte zu nehmen, um den Verlust des Anspruches schon an eine objektive Verletzung der bestehenden Vorschriften ohne Zulassung eines Entschuldigungsbeweises zu knüpfen und dem Versicherer die Möglichkeit einzuräumen, von einer solchen Verletzung auch dann zu profitieren, wenn sie mit seiner Verpflichtung zur Leistung der Versicherungssumme in keinerlei ursächlichem Zusammenhange steht.

V. Aus dieser Darstellung erhellt, daß in dem französischen Entwurfe nur eine teilweise Lösung des Problems der Verwirkungsklausel in wenig befriedigender Weise in Angriff genommen wurde, während im deutschen und schweizerischen Gesetze sowie im österreichischen Entwurfe eine allgemeine Regelung dieser Frage zu Gunsten des redlichen Versicherungsnehmers versucht wird. Damit soll freilich nicht behauptet werden, daß diese Arbeit bereits von allen Schlacken gereinigt ist; ein flüchtiger Blick auf die Debatten, zu denen die Frage der Verwirkungsklausel auf dem deutschen Juristentage Anlaß gegeben hat, zeigt, wie viele Zweifel und Meinungsverschiedenheiten sich an die Bestimmungen des deutschen Gesetzes knüpfen. In einer nicht allzufernen Zeit wird übrigens die Belastungsprobe der Praxis den Beweis über die Zulänglichkeit der angeführten Vorschriften zu erbringen haben. Hier soll nur dem Wunsche Ausdruck gegeben werden, daß es der Praxis gelingen möge, den richtigen Weg durch das Dickicht aller dieser Deutungen zu finden und an das schließlich von allen Kodifikationen anzustrebende Ziel zu gelangen, daß die über dem Haupte des Versicherungsnehmers wie ein Damoklesschwert schwebende Verwirkungsklausel nur den Schuldigen und auch diesen nur dann treffe, wenn das Interesse des Versicherers zu Schaden gekommen ist.

IX c.

Die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder einer wechselseitigen Versicherungs-Gesellschaft nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Liabilities of members of Mutual Insurance Companies according to the provisions of the latest codifications.

Obligations de garantie incombant aux membres d'une société d'assurances à forme mutuelle d'après les dispositions des codifications récentes.

Responsabilità, rispettivamente obblighi dei partecipanti di Società d'Assicurazione Mutua, secondo le disposizioni delle più recenti legislazioni.

IX c. — A.

Die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder einer Wechselseitigen Versicherungsgesellschaft nach den Bestimmungen der neuesten Kodifikationen.

Von Dr. **Johann Skrobanek**, Wien.

Die wichtigsten Beweggründe, welche zum Zustandekommen von Personenvereinigungen führten, waren seit jeher durch das Bestreben hervorgerufen, entweder eine allen gemeinsam drohende Gefahr abzuwehren, oder über diesen rein negativen Zweck hinausgehend, Güter zu erwerben.

Die Geschichte der Vereinigungen zur Abwehr drohender Gefahren zieht sich wie ein roter Faden durch das Leben der Menschheit hin, dieselben haben sich insbesondere durch ihre staatenbildende Kraft als tanglich bewiesen. kulturelle Errungenschaften gegen barbarische Eingriffe zu schützen und zu sichern.

In dem Maße aber, als durch die Entwicklung der Kulturvölker derartige Gefahren mehr und mehr in die Ferne gerückt erschienen, und der moderne Staat, das Produkt dieser Entwicklung, sich schrittweise mit Erfolg positive Ziele zu setzen vermochte, konnten sich diese Abwehrbestrebungen gegen andere Gefahren, welche nicht durch das bewußt feindselige Eingreifen von Menschenhand, sondern durch das verheerende Walten der Naturkräfte hervorgerufen werden, richten und hier hat der Gedanke, sich zum Zwecke der Abwehr zusammenzuschließen, auf dem Gebiete des Versicherungswesens eine glänzende Wiedergeburt erlebt.

Die äußere Form, in welcher der Versicherungsgedanke praktisch ins Leben trat, war teils die, daß eine Mehrheit von Personen, welche gleichmäßig derselben Gefährdung ausgesetzt waren, sich gegenseitig die Abhilfe der eingetretenen Schäden zusicherten; teils bildeten sich parallel mit diesen auf Grundlage der Gegenseitigkeit beruhenden Vereinigungen Gesellschaften, welche in dem Umstande, daß eine vielen Personen drohende Gefahr vorhanden war, den Anlaß fanden,

eine auf persönlichen Erwerb ausgehende Tätigkeit zu entfalten, indem sie gegen Entrichtung einer im voraus bedungenen Leistung (Prämie) den Betroffenen Schadloshaltung garantierten.

Diese beiden Grundformen der Versicherung bestehen seit alter Zeit und sind im Laufe der Entwicklung zu einer solch ausschließlichen Bedeutung gelangt, daß der moderne Gesetzgeber nur die Vertreter dieser beiden Typen als Träger der Versicherung anerkennt, indem er zum Betriebe von Versicherungsunternehmungen bloß Aktiengesellschaften oder auf dem Grundsatz der gegenseitigen Haftung ihrer Teilnehmer beruhende Personenvereinigungen (Versicherungsanstalten auf Gegenseitigkeit) zuläßt, wobei in manchen Gesetzgebungen für einzelne Versicherungszweige noch Ausnahmen möglich sind. Vgl. hierüber § 6 des deutschen Reichsgesetzes über die privaten Versicherungsunternehmungen vom 12. Mai 1901, in der Folge kurz das deutsche V. A. G. genannt, ferner § 2 der österreichischen Ministerialverordnung vom 5. März 1896, im weiteren einfach als Versicherungsregulativ bezeichnet; allerdings mit weniger Schärfe Art. 5 des französischen Gesetzes vom 17. März 1905, betreffend die Lebensversicherungsgesellschaften und schließlich noch *de lege ferenda* den § 4 des österreichischen Entwurfes für ein Gesetz betreffend die Versicherungsgesellschaften, welcher im nachfolgenden als „Entwurf“ bezeichnet wird.

Die Rechtsverhältnisse, die sich aus den Versicherungsgeschäften der Gesellschaften auf Aktien ergeben, sind immer einfacherer Natur, weil sie durch das Vorhandensein der deutlich unterscheidbaren Vertragsteile — auf der einen Seite die Gesellschaft, auf der anderen Seite der Versicherungsnehmer — von Haus aus klar gegeben sind.

Ganz anders aber liegt die Sache bei den Gegenseitigkeitsvereinen; der Versicherer als Rechtssubjekt ist hier von vornherein nicht so bestimmt, klar umschrieben ist nur der Kreis der Versicherten; diese üben aber auch in ihrer Gesamtheit Funktionen des Versicherers, insbesondere bei der Willensbildung desselben aus und haben auch als Gesamtheit für dessen Verpflichtungen aufzukommen.

Bei dieser Lage der Dinge kann es nicht wundernehmen, daß über die Rechtsverhältnisse der einzelnen Mitglieder zum Vereine, die in einer und derselben Sache gleichzeitig anscheinend Gläubiger und Schuldner sind, zumal aber über die in materieller Hinsicht wichtigste Frage der Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder die Meinungen weit auseinandergehen.

Insbesondere mit Rücksicht auf den Umstand, daß bei Versicherungsvereinen auf Gegenseitigkeit für sämtliche Vereinsverbindlichkeiten, abgesehen von etwaigen statutarischen Beschränkungen, in erster und

letzter Linie die Mitglieder aufzukommen haben, ist größtenteils dem Gedanken Ausdruck gegeben worden, daß die Mitglieder auch im streng juristischen Sinne Versicherer und Versicherte in einer Person seien, woraus sich natürlich für die rechtliche Konstruktion des ganzen Verhältnisses, vor allem aber für die Frage der Haftungsverbindlichkeiten, ganz bedeutende Schwierigkeiten ergeben würden.

Die Behauptung nun, daß die Versicherten gleichzeitig die Versicherer seien, ist nach der wirtschaftlichen Seite hin gewiß völlig zutreffend; nicht minder zutreffend ist dies auch für die Aktiengesellschaften, denn auch bei diesen ist es nicht das Aktienkapital, welches normalerweise die Deckung der von der Gesellschaft eingegangenen Verpflichtungen garantiert, sondern dies erfolgt hier ebenso durch die Einzahlungen der Versicherten, wie bei den Gegenseitigkeitsanstalten.

Versicherer ist bei wechselseitigen Versicherungsanstalten der Verein als juristische Person, als Korporation, als höhere organische Einheit, und nicht etwa die mechanische Gesamtheit der einzelnen Mitglieder.

Diese Eigenschaft der juristischen Persönlichkeit, zu deren wichtigsten Attributen die Rechtsfähigkeit gehört, ist der heutigen Gesetzgebung ein selbstverständlicher Standpunkt.

Die Mitgliedschaft zu dieser juristischen Persönlichkeit (Korporation) wird nur durch Abschluß eines Versicherungsvertrages erworben, so zwar, daß die Mitgliedschaft ohne Bestand eines Versicherungsverhältnisses nicht entstehen kann; der umgekehrte Fall aber ist nicht ausgeschlossen.

Für die Erfordernisse, deren der wechselseitige Versicherungsverein zur Erfüllung der übernommenen Verbindlichkeiten bedarf, haben die gesamten Mitglieder aufzukommen, sie haften dafür, wobei diese Haftung, sofern durch das Statut des wechselseitigen Vereines keine Grenze gezogen ist, was aber praktisch immer der Fall ist, eventuell bis zur Erschöpfung des einzelnen geht.

Die Formen, in welchen diese Haftungsverbindlichkeiten in der Praxis auftreten, sind verschieden.

Der einfachste und wohl auch ursprünglich von den wechselseitigen Versicherungsinstitutionen eingeschlagene Weg ist der, daß die Lasten der aus einer laufenden Geschäftsperiode jeweils herrührenden Schadenfälle und der etwa sich ergebenden Verwaltungskosten auf die in der betreffenden Periode vorhandenen Mitglieder nach einem gegebenen Maßstabe umgelegt werden; hiebei kann das ganze Erfordernis erst am Schlusse der Verwaltungsperiode einzuschießen sein, was man als das reine Umlageverfahren bezeichnet, oder es können à conto der

zu erwartenden Leistungen Einzahlungen in irgend welcher Höhe, die aber keineswegs auf der Erfahrung über das Eintreffen statistischer Massenerscheinungen beruhen, in der Absicht gemacht werden, daß das endgültige Erfordernis erst nach Ablauf der Versicherungsperiode ermittelt und der resultierende Fehlbetrag durch Nachschüsse aufgebracht werden soll. Der letztere Weg, obwohl schon etwas vorgeschritten, ist mit dem reinen Umlageverfahren doch wohl wesensgleich.

Bei der zweiten Haupttype der wechselseitigen Vereine wird ein wesentlich anderes Bedeckungsverfahren eingeschlagen, es wird nämlich ein auf den Gesetzen der großen Zahlen fußender Kosten-voranschlag gemacht, auf Grund desselben werden solche Beiträge von den Mitgliedern eingehoben, daß deren mathematischer Wert den voraussichtlichen künftigen Belastungen die Wage hält; ist dieser Zustand erreicht, so sagt man, es herrsche in diesem Unternehmen das finanzielle Gleichgewicht.

Trotzdem ist es noch immer möglich, daß sich diese Kalkulationen als unzureichend erweisen, weshalb es nötig sein wird, auch für diese Eventualität die erforderlichen Detailbestimmungen zu treffen. An und für sich erscheint ja auch hiefür gesorgt, da kraft des wechselseitigen Prinzipes die Mitglieder herangezogen werden können. Und in der Tat wird das Mittel, den restierenden Fehlbetrag durch Nachschüsse zu decken, noch in das Statut vorgeschrittener Versicherungsbetriebe hinübergenommen, sofern man nicht zu dem Auswege greift, die versicherten Leistungen der haftungspflichtigen Mitglieder entsprechend herabzusetzen. Dafür, daß der letztere Modus mit Ausschluß jeglicher Nachschußverpflichtung in vielen Statuten als der einzig zulässige erklärt würde, mochte wohl in erster Linie das Bestreben maßgebend sein, den Mitgliedern die noch immer bestehende, durch die Art des Geschäftsbetriebes aber sicherlich mit Recht erst in die zweite Linie gerückte Haftungsverbindlichkeit nach Möglichkeit mundgerecht zu machen.

Diese Entwicklung mußte nun mit Notwendigkeit dazu führen, daß unter Umständen diese erst an zweiter Stelle stehende Haftungsverbindlichkeit ganz entfallen kann, so zwar, daß der Versicherte nach Leistung der Vorauszahlung zu anderen Leistungen nicht mehr verhalten werden kann.

Diese jeweiligen Formen der Haftungsverbindlichkeiten entsprechen im einzelnen Falle regelmäßig dem technisch mehr oder weniger vorgeschrittenen Versicherungsbetriebe.

So wird das reine Umlageverfahren sich insbesondere für die primitivsten und auf enger lokaler Ausdehnung beruhenden Betriebe eignen, bei welchen alle Beteiligten sich persönlich kennen und auf

Grund dieser Kenntnis darauf rechnen können, daß die auf den einzelnen entfallenden Schadenquoten auch eingehen werden. In solchen Fällen wäre es a priori ganz gut denkbar, daß die Gesamtheit dieser Interessenten, welche den Ersatz des eingetretenen Schadens garantieren, einen bloß mechanischen Zusammenschluß der Einzelpersonen darstelle, und daß nur diese Vereinigung, so wie sie im Augenblicke des Übereinkommens vorlag, Bedingung für das Aufrechtbleiben des Garantieverhältnisses ist: scheidet also auch nur ein Teilhaber aus diesem Kreise aus, so käme hiemit das ganze Übereinkommen zu Falle, ein Weiterbestehen müßte ausdrücklich bedungen werden und käme einem Neuabschlusse gleich. Bei dieser Verfassung wären die Versicherten auch im rechtlichen Sinne die Versicherer, es läge eine „Gesellschaft“ juristisch *societas* genannt, vor und keine Korporation.

Nun kann aber ein regelrechter Versicherungsbetrieb begreiflicherweise nur mit einer größeren Teilnehmerzahl planmäßig arbeiten; denn je größer die Anzahl derselben ist, umso rationeller können die Geschäfte geleitet werden. Dazu ist aber unbedingt erforderlich, daß der Bestand des ganzen Vertragsverhältnisses von dem Wechsel der Beteiligten völlig unabhängig sei und überhaupt von den persönlichen Verhältnissen der einzelnen losgelöst werde. Das aber ist in vollkommenem Maße nur bei Vereinigungen mit Korporationscharakter, mit juristischer Persönlichkeit, zu erlangen.

In diesem Sinne hat sich auch die Rechtsentwicklung wirklich vollzogen und wir haben es auf dem Gebiete des Versicherungswesens, welches auf Gegenseitigkeit beruht, selbst bei den primitiveren Betrieben fast durchaus mit Gebilden zu tun, denen Korporationscharakter zukommt.

Bei diesen Gegenseitigkeitsvereinen nun wird das reine Umlageverfahren, abgesehen von den früher erwähnten kleinen örtlichen Institutionen, dann nicht zu umgehen sein, wenn die Gesetzmäßigkeit der Ereignisse, gegen welche Versicherung gewährt wird, fehlt, oder, wenn dieselbe noch nicht genügend erforscht ist und daher eine verlässliche mathematische Formulierung nicht möglich ist: ein Stadium, welches wohl bei allen Versicherungsarten einmal vorhanden war.

Doch ist man auch hier schon oft aus Zweckmäßigkeitsgründen dazu übergegangen, womöglich Beiträge im voraus für das künftige Erfordernis einzubeheben, wenn auch das Hauptgewicht auf den noch regelmäßig zu leistenden Nachschüssen liegt.

In dem Maße aber, als die Kenntnis der Gesetze der Massenerscheinungen stieg, wuchs auch das Bestreben, die Probleme der statistischen Wahrscheinlichkeiten für das Versicherungswesen auszuwerten und die Vorauszahlungen (Prämien) so zu bemessen, daß

unter Berücksichtigung aller vernünftigerweise denkbaren Fälle die Deckung für sämtliche aus den abgeschlossenen Versicherungsverträgen resultierenden Verpflichtungen gesichert ist.

Diese Bestrebungen erfuhren andererseits noch die ausgiebigste Förderung durch die Organe, welche im öffentlichen Interesse mit der Aufsicht über die Geschäftsgebarung der Versicherungsanstalten betraut wurden und welche gestützt auf ein weitgehendes diskretionäres Ermessen das Prämiendeckungsverfahren mit allen Mitteln durchzusetzen mußten.

Die größten Erfolge konnten in dieser Richtung selbstverständlich bei der Lebensversicherung erzielt werden und sie nimmt denn auch eine ganz singuläre Stellung unter allen übrigen Versicherungsbetrieben ein.

Es kann nun nicht übersehen werden, daß bei den angegebenen Verhältnissen auch der Vertragswille der Parteien gegenüber dem früheren Zustande eine nicht unbedeutende Verschiebung erfährt. Denn der Verein stellt in Aussicht, daß er mit den verlangten Mitteln auskommen werde, andererseits ist der Versicherungsnehmer überzeugt, seine Verpflichtung aus dem Versicherungsvertrage durch Leistung der bedungenen Prämien Genüge geleistet zu haben, während es nach dem ersten Verfahren zu einer derartigen Fixierung nicht kommt. Immer aber besteht noch die Haftung des Mitgliedes für die Vereinsverpflichtungen.

Diese Haftungsverbindlichkeit entspringt rechtlich, sei der Versicherungsbetrieb wie immer gestaltet, aus dem gleichen Rechtsgrunde, nämlich aus der Mitgliedschaft. Bei der Deckung der Vereinsverpflichtungen durch das reine Umlageverfahren beruht die finanzielle Gebarung des Vereines und damit die wirtschaftliche Fähigkeit desselben, den gesteckten Zweck zu erreichen, einzig und allein auf dem Resultate der Realisierung der mitgliedschaftlichen Haftungsverbindlichkeiten. Die Einlösung der übernommenen Haftungsverbindlichkeit ist die primäre und einzige Verpflichtung des Mitgliedes.

Ist aber eine versicherungstechnische Prämie vereinbart, so kann man das Verhältnis am zutreffendsten wohl folgendermaßen charakterisieren:

Das Mitglied hat, insofern es dem Vereine gegenüber Schuldner aus dem Versicherungsvertrage geworden ist, seine Verpflichtungen in dieser Richtung durch die Prämienzahlung vollkommen erfüllt; Sache des Vereines ist es nun, mit diesen Mitteln sein Auslangen zu finden. Wenn aber die Vereinsgebarung doch einen Fehlbetrag ausweist? Nun, dann wird eben kraft des Mitgliedschaftsverhältnisses das Defizit von den Mitgliedern zu decken sein, ebenso wie im Falle des

Betriebsüberschusses eine eventuelle Verteilung nach den hierfür geltenden mitgliedschaftlichen Normen erfolgen würde.

Mit anderen Worten die so begründete Verpflichtung, die tarifmäßige Prämie zu entrichten, ist eine Sonderverpflichtung aus dem beim Erwerb der Mitgliedschaft ad hoc abgeschlossenen Versicherungsvertrage, ebenso wie es ein Sonderrecht des Mitgliedes aus demselben Rechtsgrunde ist, beim Eintritte des versicherten Ereignisses die versprochene Leistung vom Vereine zu verlangen.

Beim Umlageverfahren wird allerdings, wie auch früher schon angedeutet, die Verpflichtung aus dem Versicherungsvertrage von der allgemeinen Haftungsverbindlichkeit vollkommen absorbiert und wird daher nach außen nicht erkennbar, theoretisch ist aber auch hier der Unterschied zwischen Versicherungsverhältnis und Mitgliedschaft vorhanden. Man denke an den Fall, daß die Vereinsleitung unter anderem auch Verbindlichkeiten eingehen würde, die mit dem Versicherungszwecke nichts zu tun hätten, so wären die Mitglieder doch gegenüber Dritten verpflichtet, hierfür aufzukommen und zwar das nur kraft der allgemeinen mitgliedschaftlichen Verbindlichkeiten, sie selbst aber wären berechtigt, den Vereinsvorstand insoweit zur Haftung heranzuziehen, als der von ihm gemachte Aufwand mit Rücksicht auf den Versicherungszweck nicht gerechtfertigt werden könnte.

In der weiteren Folge der Entwicklung aber ist die Trennung der Verpflichtungen aus dem Versicherungs- und aus dem Mitgliedschaftsverhältnisse deutlicher wahrnehmbar, mitunter ist der Unterschied ein sehr scharfer.

Daher kommt es, daß über die Verpflichtungen aus dem Versicherungsvertrage mit jedem einzelnen Kontrahenten als solchem verhandelt werden kann, d. h. es können ohne weiteres Ausnahmsätze, besondere Vorteile gewährt werden, oder auch höhere Leistungen als die sonst üblichen verlangt werden; oder es ist denkbar und wird auch praktisch geübt, daß alle, welche nach einem bestimmten Zeitpunkte eintreten, zu höheren Prämiensätzen aufgenommen werden oder umgekehrt, ohne daß die härter Getroffenen etwas daran ändern könnten, oder diejenigen, welche leichteren Kaufes davonkommen, in stärkerem Maße zur mitgliedschaftlichen Verpflichtung, die eventuellen Gebarungsabgänge zu decken, herangezogen werden könnten.

Hingegen sind über die mitgliedschaftlichen Haftungsverbindlichkeiten, die Deckung des Betriebsabganges durch Nachschüsse oder durch Kürzung der versicherten Leistungen zu garantieren, Abmachungen mit den einzelnen Mitgliedswerbern ganz unzulässig; sie sind durch die Satzung der Korporation bestimmt und unterliegen Abänderungen nur mit derselben.

Betrachtet man auch die andere Eventualität, wenn die Einhebung der versicherungstechnischen Prämien zu einem Gebarungsüberschuß geführt hat, so wird dieser regelmäßig unter die Anteilsberechtigten kraft des Mitgliedschaftsrechtes aufgeteilt werden; hiebei ist natürlich das Statut maßgebend, aber es ist keineswegs unumgängliches Erfordernis, daß die Gewinnbeteiligung genau den Gewinnquellen aus der individuellen Versicherung oder ganzer Gruppen derselben entspreche, wiewohl es natürlich im Interesse einer gerechten Verteilung gelegen ist, dies nach Kräften zu berücksichtigen. In dieser Richtung sind gegenwärtig die Bestrebungen der deutschen Lebensversicherungsanstalten sehr bemerkenswert.

Nur auf Grund dieser Rechtslage, nämlich der getrennten Wirkungen des Mitgliedschafts- und Versicherungsverhältnisses ist es möglich, daß die schon früher angedeutete Entwicklung der völligen Loslösung des Mitgliedschaftsrechtes vom Versicherungsverhältnisse sich aus dem Wesen der Wechselseitigkeit herausbilden konnte. Mit Zahlung der Prämie hat der Versicherte hier allen seinen Verpflichtungen entsprochen: die mitgliedschaftlichen Haftungsverbindlichkeiten entfallen hier ganz, dementsprechend natürlich auch das mitgliedschaftliche Anrecht auf Beteiligung am Betriebsüberschusse.

§ 21 des deutschen V. A. G. sagt im Absatze 2: der (wechselseitige) Verein darf Versicherungsgeschäfte gegen feste Prämien in der Art, daß die Versicherungsnehmer nicht Mitglieder des Vereines werden, nur betreiben, soweit die Satzung dies ausdrücklich gestattet.

§ 29 des österreichischen Entwurfes spricht den gleichen Grundsatz aus mit dem Zusatze, daß zum Zwecke der Rückversicherung der Abschluß gegen feste Prämie in jedem Falle zulässig sei.

Damit ist diese Entwicklung nun definitiv zu Ende geführt; eine Beschränkung für die Gegenseitigkeitsgesellschaften, gegen feste Prämien zu arbeiten, soll also fürder nur insoweit bestehen, als das Statut eine solche festsetzt.

Die Konstruktion ist, um das Ganze kurz zusammenzufassen, so gedacht, daß bei wechselseitigen Versicherungsgesellschaften die Rechtsverhältnisse aus der Mitgliedschaft und aus dem Versicherungsvertrage im allgemeinen getrennt bestehen. Was nun im einzelnen speziell die Verpflichtungen anbelangt, so wird beim Umlageverfahren die vertragliche Verpflichtung von der mitgliedschaftlichen Haftungsverbindlichkeit vollkommen absorbiert. Ist aber für den Erwerb der Mitgliedschaft die Zahlung einer versicherungstechnischen Prämie bedungen, so ist das Versicherungsverhältnis, sowohl was Leistung als auch was Gegenleistung betrifft, sichtbar von den mitgliedschaftlichen Haftungsverbindlichkeiten losgelöst: letztere können auch ganz entfallen.

Nach diesen prinzipiellen Feststellungen soll nun an der Hand der gesetzlichen Bestimmungen in die weiteren Details des Stoffes eingegangen werden.

Der § 19 des deutschen V. A. G. spricht sich über die Verbindlichkeiten des Vereines wörtlich folgendermaßen aus: „Für alle Verbindlichkeiten des Vereines haftet den Vereinsgläubigern nur das Vereinsvermögen; eine Haftung der Mitglieder gegenüber den Gläubigern des Vereines findet nicht statt.“ Der analoge § 32 des österreichischen Entwurfes weist denselben Wortlaut auf.

Damit ist wieder klar zum Ausdrucke gebracht, daß jedem Gegenseitigkeitsvereine die juristische Persönlichkeit zukomme; nur der Verein als solcher (selbst bei dem primitivsten Betriebe), nicht aber die Mitglieder, weder einzeln noch in ihrer Gesamtheit sind Rechtssubjekt; es besteht daher weder unter den Mitgliedern untereinander noch zwischen den Mitgliedern und den auswärtigen Gläubigern ein Haftungs- oder Anspruchsverhältnis.

Daß die Haftungsverbindlichkeiten zur Deckung aller Vereinsverpflichtungen aus dem Mitgliedschaftsverhältnisse hervorgehen, sagt de lege ferenda der § 33 des österreichischen Entwurfes klar und unzweideutig; im weiteren Verlaufe dieses Paragraphen heißt es: „eine Beschränkung der Deckungsverpflichtung auf die Versicherungsansprüche der Mitglieder ist unzulässig“; hiemit im wesentlichen übereinstimmend § 24 des deutschen V. A. G. Diese rechtliche Folge ist nach der oben vertretenen Auffassung selbstverständlich, weil ja die Deckungsverpflichtung in Konsequenz der Mitgliedschaft zu tragen ist.

Interessant in dieser Richtung ist eine Stelle im Motivenberichte zum österreichischen Entwurfe, an welcher ausgeführt wird, daß der Gesetzgeber sich mit der Frage nicht befassen wolle, ob die Wirkungen des Versicherungsvertrages vollständig vom Mitgliedschaftsrechte abgelöst werden können; denn das sei bei der Konstruktion des Entwurfes ganz irrelevant, weil Mitgliedschaft und Versicherung kausal und temporal untrennbar verbunden seien; aber gerade im Entwurfe ist die Trennung ziemlich scharf durchgeführt.

Abgesehen davon, daß eine solche Behauptung nichts besagt und sich nur über eine Stellungnahme hinwegsetzt, erscheint hiedurch noch keineswegs die Notwendigkeit beseitigt, bestehende Rechtssätze in ein rechtliches System zu bringen.

Im übrigen aber strafen eine Anzahl Bestimmungen des Entwurfes die Behauptung des Motivenberichtes gleich Lügen, da derselbe, wie bereits oben ausgeführt, ausdrücklich Versicherungsverhältnisse ohne Mitgliedschaft für zulässig erklärt.

Nicht minder deutlich wird der Standpunkt des Motivenberichtes ad absurdum geführt in der Behandlung der Frage der in der Versicherungsperiode ausgeschiedenen Mitglieder, welche die mitglied-schaftlichen Haftungsverbindlichkeiten eine Zeitlang weiter zu tragen haben, wiewohl das Versicherungsverhältnis bereits weggefallen ist. Die Haftungsverbindlichkeit entspringt eben der Mitgliedschaft und kann daher ganz gut noch zu einer Zeit vorhanden sein, zu welcher ein Versicherungsverhältnis nicht mehr besteht.

Was das Meritum der Sache betrifft, so setzen der § 25 des deutschen V. A. G. und § 36 des österreichischen Entwurfes übereinstimmend fest, daß zu den eventuell abzuführenden Nachschüssen auch die im Laufe des Geschäftsjahres ausgeschiedenen Mitglieder beizutragen haben. Unwillkürlich wird man hiedurch an die ganz ähnlichen Bestimmungen erinnert, welche sich über die Haftungsverbindlichkeiten der ausscheidenden Mitglieder bei Erwerbs- und Wirtschaftsgenossenschaften vorfinden.

Die Grundsätze, nach welchen die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder realisiert werden sollen, sind nach den bestehenden Rechtsordnungen im allgemeinen dem Statute überlassen.

Selbstverständlich wird bei der Heranziehung der einzelnen Mitglieder regelmäßig ein äußerer Umstand, welcher für den Versicherungsvertrag als den wirtschaftlichen Zweck des ganzen Mitgliedschaftsverhältnisses maßgebend ist, zugrunde gelegt werden, z. B. Höhe der Einmalprämie oder der Jahresprämien.

Doch kann es sich der moderne Gesetzgeber auch hier nicht versagen, im Interesse der öffentlichen Rechtssicherheit mehr oder weniger tief einschneidende Normen zu erlassen, wobei erfahrungsgemäß Gesetze jüngeren Datums die Tendenz einer möglichsten Verschärfung aufweisen.

Das deutsche V. A. G. enthält sich im allgemeinen allzu detaillierter Vorschriften darüber, welche Art der Deckung für die vom Verein übernommenen Verpflichtungen einzutreten habe, und läßt im § 24 entweder Beiträge, welche nach Maßgabe des eingetretenen Bedarfes umgelegt werden, oder die Einhebung einmaliger oder wiederkehrender Beiträge im voraus und zwar unter Vorbehalt von Nachschüssen oder unter Ausschluß solcher mit oder ohne Vorbehalt der Kürzung der Versicherungsansprüche zu.

Trotz dieser so allgemein gehaltenen Vorschriften ergeben sich aus anderen Gesetzesstellen noch genügend viele Beschränkungen, so bestimmt § 11, daß Lebensversicherungsgesellschaften, natürlich auch die wechselseitigen, bereits beim Gesuche um die Zulassung den

Geschäftsplan vorlegen müssen, welcher die Tarife, ferner die Grundsätze für die Berechnung der Prämien und Prämienreserve zu enthalten hat. Hiedurch ist schon für Lebensversicherungsgesellschaften das Umlageverfahren ausgeschlossen.

Die soeben geschilderte Sachlage trifft im großen ganzen auch für die österreichische Ministerialverordnung vom 5. März 1896 das sogenannte Versicherungsregulativ zu; dasselbe ist wohl nicht Recht im strengen Sinne des Wortes, doch ist es durch den Umstand, daß die Aufsichtsbehörde in der Lage war, die Aufnahme der Normen desselben in die Statuten zu erwirken, zum gesetzten Recht geworden, so daß also auch in Österreich noch vor der gesetzlichen Regelung Versicherungsverhältnisse nicht ohne weiteres bloß unter Berufung auf die Haftungsverbindlichkeiten zustande kommen können, sondern gewisse feste Garantien gefordert werden.

Viel weiter und einschneidender sind in dieser Beziehung die Vorschläge des österreichischen Entwurfes; derselbe läßt sich nämlich von der Ansicht leiten, daß das reine Umlageverfahren sich für den ordnungsmäßigen Versicherungsbetrieb in der Regel verderblich erwiesen habe, und erklärt daher im § 37 das Umlageverfahren für Versicherungsanstalten nur ganz ausnahmsweise für zulässig.

Als solche Ausnahmen kommen Betriebe in Betracht, bei welchen eine ausreichende Erfahrung für die richtige Bemessung der Vorauszahlungen (Prämien) mangelt; aber auch diese Zulassung ist nur eine bedingte und die Aufsichtsbehörde kann jederzeit darauf bestehen, daß diese Deckungsmodalität aufgegeben werde, wenn die Voraussetzung für eine Prämienbemessung sich später ergeben sollte.

Dabei bleibt aber der Entwurf noch nicht stehen; er vindiziert sich auch das Recht, die Bedeckung des trotz der Vorauszahlungen nach Abschluß der Betriebsrechnung etwa noch verbleibenden Defizites zu regeln. Hierbei unterscheidet er in ganz zutreffender Weise zwischen der Lebensversicherung und allen übrigen Versicherungsarten und ordnet an: für die übrigen Versicherungsarten (Schaden- und Unfallversicherung) ist der Abgang in der Regel durch Nachschußzahlungen zu decken; in der Lebensversicherung entweder durch Nachschußzahlungen oder durch Kürzung der Versicherungsansprüche oder durch Verbindung beider Maßnahmen.

Der Grund dafür, daß bei den übrigen Versicherungsbetrieben vor allem das Nachschußverfahren angewendet werden soll, ist wohl darin zu suchen, daß bei denselben im wesentlichen immer nur mit Risikoprämien gearbeitet wird. Die Betriebsrechnungen der einzelnen Versicherungsperioden werden normalerweise (wenn man von Kursstürzen, leichtsinniger Vermögensverwaltung etc. absieht) nur dann ein Defizit

aufweisen, wenn sich die Risikoprämie als zu klein erweist. Die Risikoprämien werden natürlich von Jahr zu Jahr verbraucht, Teile hievon sind in günstigen Zeiten als Betriebsüberschüsse liquidiert worden, teils sind sie in die Extrareservefonds geflossen und es könnte daher auf letztere gegriffen werden.

Diese oft mit Mühe zusammengebrachten Extrareservefonds, welche ja auch eine dauernde Garantiefunktion ausüben sollen, gleich bei jeder Überschreitung des erwarteten Risikos anzutasten, läge kaum im Sinne einer zielbewußten Verwaltung. So bleibt also in Ermangelung anderer zur Verfügung stehender Mittel kaum ein einfacherer Ausweg übrig, als das ziemlich langwierige und umständliche Nachschußverfahren einzuleiten, so daß man also begründeterweise diese Form der Realisierung der Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder wählen wird.

Bei dem Lebensversicherungsbetriebe hingegen, bei welchem durch Leistung einer in der Regel gleichbleibenden Prämie das anfänglich (bei den Formen der Todesfallversicherung wenigstens) geringere Risiko bedeutend überdeckt erscheint und welcher daher im ordentlichen Geschäftswege zu einer ganz bedeutenden Reservierung der zunächst nicht verbrauchten Prämienteile führt, ist die Möglichkeit naheliegend, zur Deckung eventueller Ausfälle auf diese angesammelten Beträge, Prämienreserve genannt, zu greifen, ohne erst die Mitglieder durch ein umfassendes, kostspieliges Verfahren zur Leistung von Nachschüssen zu zwingen. Hier wird schon durch die einfache Anzeige, daß die Prämienreserve in einem gewissen Maße zur Deckung kraft des Statutes herangezogen wurde, das Mitglied vor die Entscheidung gestellt, sich mit einer reduzierten Versicherungsleistung zu begnügen oder die entsprechende Ergänzung des für seine Versicherung ideell entfallenden Reserveanteiles vorzunehmen. So äußert sich die Deckungsverbindlichkeit für die Mitglieder von Lebensversicherungsgesellschaften regelmäßig in der Notwendigkeit, die beanspruchte Prämienreserve entsprechend zu ergänzen.

Bei der weiteren Verfolgung der gesetzlichen Normen sehen wir in Übereinstimmung mit dem früheren, daß das deutsche V. A. G. und das österreichische Regulativ auch in der Frage, bis zu welcher Höhe die einzelnen Mitglieder zur Haftung herangezogen werden dürfen, einen viel freieren Standpunkt einnehmen, als der österreichische Entwurf. Nach dem deutschen V. A. G. ist es lediglich Sache des Statutes, in dieser Richtung Grenzen festzusetzen, während der österreichische Entwurf im § 35 die Höhe der Nachschußzahlungen bei der Schaden- und Unfallversicherung auf die doppelte Höhe der Vorauszahlungen, bei der Lebensversicherung aber auf die Höhe des Anteiles der Prämienreserve beschränkt.

Über die Tatsache, daß die mitgliedschaftliche Haftung das Versicherungsverhältnis überdauert, ist schon früher einmal die Rede gewesen.

Auch hierin ist wieder der Unterschied zwischen der Wirkung des Versicherungsvertrages und der Mitgliedschaft augenscheinlich ebenso wie in dem Umstande, daß für den Fall, als die Wirkung der Mitgliedschaft und des Versicherungsvertrages ganz zusammenfielen, keinem ein klagbarer Anspruch auf Leistung bei Eintritt des versicherten Ereignisses zugestanden werden könnte, bevor nicht die Haftungsfrage auf Grund der gepflogenen Abrechnung kargestellt ist.

Nach welchen Grundsätzen nun im Laufe einer Rechnungsperiode ausgeschiedene Mitglieder zur Haftung heranzuziehen sind, ist im deutschen V. A. G., insbesondere im § 25 geregelt, und zwar wird hier als laufende Periode durchaus ein Geschäftsjahr betrachtet; und auch neueingetretenen Mitgliedern fällt die Haftung nach dem Verhältnisse der Zeitdauer der Mitgliedschaft in dem betreffenden Jahre zur Last.

Ist die Prämie (Vorauszahlung) Bemessungsgrundlage für die Heranziehung zur Haftung, so ist bei der Berechnung, wenn im Laufe des Geschäftsjahres eine Erhöhung oder eine Herabsetzung des Beitrages oder der Versicherungssumme eintrat, der höhere Betrag zugrunde zu legen.

Alle diese Bestimmungen erscheinen auch in den österreichischen Entwurf aufgenommen; es sei hier verwiesen auf die §§ 35 und 36 desselben. Ganz entsprechend der sonstigen weitergehenden Bevormundung des österreichischen Entwurfes wird hier festgesetzt, daß die Vorauszahlungen erhöht werden müssen, wenn sich in drei aufeinanderfolgenden Rechnungsjahren ein Abgang ergibt; also ist auch in dem Punkte wieder das krampfhafteste Streben bemerkbar, die Folgen aus der mitgliedschaftlichen Haftungsverbindlichkeit nach Kräften in den Hintergrund zu schieben.

Für die Frage der Haftungsverbindlichkeiten sind noch die übereinstimmenden Normen des § 26 des deutschen V. A. G. und des § 39 des österreichischen Entwurfes von Bedeutung. Darnach können Mitglieder wechselseitiger Versicherungsvereine gegen die Forderung des Vereines aus der Beitragspflicht eine Aufrechnung nicht geltend machen.

Diese Bestimmung ist nach der ganzen Konstruktion des Rechtsverhältnisses, wie sie dieser Abhandlung zugrunde gelegt erscheint, nicht so ohne weiteres selbstverständlich. Denn es ist an und für sich nicht einzusehen, warum hier, wenn wirklich zwei ganz verschiedene Rechtssubjekte mit eigenen Rechtsverhältnissen vorliegen, nicht

Kompensation eintreten sollte, falls die allgemeinen zivilrechtlichen Erfordernisse gegeben sind.

Das erscheint nun soweit ganz richtig, doch muß zur Beurteilung des Ganzen wohl noch folgendes berücksichtigt werden:

Wenn man von dem Falle des reinen Umlageverfahrens, für welchen die nachstehenden Betrachtungen umsomehr gelten, absieht, so ist zu sagen: die Ausschreibung von Nachschüssen, und um die handelt es sich hier in erster Linie, erfolgt ja nur, wenn die Vorauszahlungen (Prämien) nicht die volle Deckung bewirken konnten, mit anderen Worten, es ist ein unbedeckter Fehlbetrag vorhanden, welchen der Verein aus den normalen Mitteln nicht tilgen kann, es besteht daher in jedem solchen Falle eine ähnliche Rechtslage des Vereines, wie im Konkurse, wenn die Konkursmasse selbst irgendwelche Ansprüche konkurrierender Gläubiger hat.

Der Fall liegt bei dieser Analogie folgendermaßen: die Rolle der Konkursmasse hat hier der Mangel leidende Verein; den Forderungen der konkurrierenden Gläubiger entsprechen die Ansprüche der Mitglieder aus einem singulären Rechtsverhältnisse gegen den Verein, also insbesondere aus dem Versicherungsverhältnisse; an Stelle der Gegenforderungen der Masse tritt hier der allgemein bestehende Rechtsanspruch des notleidenden Vereines, die Mitglieder zur Deckung des Defizites kraft des Mitgliedschaftsverhältnisses heranzuziehen. Und ebenso wie im bürgerlichen Konkurse der Schuldner, welcher einen liquiden Forderungsanspruch gegen die Masse hat, derselben die Einwendung der Kompensation nicht entgegensetzen kann, wenn seine Rechte nicht zu den bevorzugten gehören, kann das in Anspruch genommene Mitglied die Aufrechnung nicht geltend machen.

Die ratio dieser Bestimmung beim bürgerlichen Konkurse ist die, es soll hiedurch verhindert werden, daß nicht etwa infolge des zufälligen Umstandes, daß gerade gegen den einzelnen eine Gegenforderung vorliegt, die volle Befriedigung dieses eintrete, während die anderen leer ausgehen oder sich bedeutende Reduktionen ihrer Ansprüche gefallen lassen müssen. Ähnliche Erwägungen sind natürlich auch hier maßgebend: denn es erscheint bei der Einhebung der Nachschüsse vor erfolgter Abrechnung noch keineswegs sichergestellt, ob durch dieselben die vollständige Deckung des Vereines erzielt ist oder nicht; erst nach Klarstellung des Erfolges läßt sich sagen, daß ein Fehlbetrag nicht mehr vorhanden sei und somit von einer Gefährdung der übrigen Interessenten nicht mehr die Rede sein kann.

Ähnliche Erwägungen sind bei einer Aufrechnung zugunsten der Anstalten nicht vorhanden, daher die Kompensation hier ohne weiteres zulässig.

Die im früheren geschilderten Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder wechselseitiger Versicherungsanstalten erfahren nun sehr bedeutende Modifikationen durch die Einrichtung der Gründungs- und Reservefonds, die sich ursprünglich nur aus dem Bedürfnisse der Versicherungsbetriebe herausentwickelten, gegenwärtig aber kraft zwingender Vorschriften des Gesetzes unvermeidlich geworden sind.

Eine äußerst interessante und tiefgehende Untersuchung über die rechtliche Natur und Funktionen des Gründungsfonds ist die Abhandlung des Herrn *Dr. Jur. Bendie* in *Ehrenzweigs* Assekuranzjahrbüchern. 26. Jahrgang, welcher man, soweit es sich um die rein privatrechtliche Seite der Frage handelt, zustimmen muß.

Wenn ein wechselseitiger Versicherungsverein gegründet werden soll, muß naturgemäß die Frage geklärt sein, woher die Mittel, welche für derartige Veranstaltungen unvermeidlich erforderlich sind, zu beschaffen sein werden: denn schon die allerersten Schritte ziehen nicht unbedeutende Kosten nach sich. Eine derartige junge Gründung läuft daher sehr leicht Gefahr, daß angesichts der den Neueintretenden Mitgliedern obliegenden Haftungsverbindlichkeiten Beitritte nur schwer zu erzielen sind, wenn ihnen nicht eine anderweitige reelle Deckung ausgewiesen werden kann. Aber auch, wenn der Verein seine Tätigkeit schon eröffnet hat, ist es von ungeheurer Wichtigkeit, daß ein eiserner Bestand an Vermögen vorhanden ist für den Fall, als die Geschäftsentwicklung auf den angenommenen Grundlagen eine kritische geworden ist, oder dem Unternehmen sonst irgendwelche unvorhergesehene Schwierigkeiten erwachsen sollten, die unter allen Umständen übertaucht werden müssen, nicht minder auch für den Fall, daß es vorzeitig zur Liquidation kommen müßte.

Und zwar wird die Bestellung eines Gründungsfonds umso dringender sein, als bei dem anderen Typus der Versicherungsvereine, bei den Aktiengesellschaften, immer wieder auf die Einlagen der Aktionäre verwiesen wird, welche eventuell zur Deckung der Gesellschaftsverpflichtungen herangezogen werden könnten, während bei den Gegenseitigkeitsvereinen eine solche Supergarantie nicht vorhanden sei und die Mitglieder überdies noch gewärtig sein müßten, kraft der bestehenden Haftungsverbindlichkeiten zu besonderen Leistungen herangezogen zu werden. Wenn nun auch auf die Tatsache des Vorhandenseins der Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder als auf ein weiteres Moment der Sicherheit für die Forderungen der Mitglieder auf Entschädigung verwiesen werden könnte, so wird erfahrungsgemäß diese Seite kaum recht berücksichtigt, wohl aber ist die Drohung mit dem Gespenste der eventuell zu leistenden Nachschüsse stets wirksam.

Diese Umstände haben mit einer gewissen zwingenden Konsequenz dazu geführt, daß man all diesen Übelständen durch die Beistellung eines sogenannten Gründungsfonds wenigstens teilweise abzuhelpen getrachtet hat. Der Usus, einen Gründungsfond vorzusehen, hat sich schließlich so eingebürgert, daß das österreichische Versicherungsregulativ vom 5. März 1896, ohne eine besonders einschneidende Veränderung zu treffen, die prinzipielle Beistellung eines solchen leicht obligatorisch machen konnte.

Im deutschen V. A. G. handelt der § 22 über diese Frage in folgendem Wortlaute: In der Satzung ist die Bildung eines Gründungsfonds vorzusehen, der zur Deckung der Kosten der Errichtung des Vereines sowie als Garantie- und Betriebsfond zu dienen hat. Wesentlich dieselbe Bestimmung trifft auch der § 23 des österreichischen Entwurfes.

Auch das französische Gesetz vom 17. März 1905 betreffend die Lebensversicherungsgesellschaften sieht unter dem Titel „Garantie“ im Artikel 4 vor: In Ansehung der wechselseitigen Vereine oder Tontinenversicherungsgesellschaften verfügen die Statuten die Bestimmung der empfangenen Beträge oder die Quote der Einschüsse, welche zur Bedeckung der Kosten der Verwaltung der Unternehmung berufen sind.

Die Festsetzung der Höhe des zu stellenden Gründungsfonds ist keinesfalls einheitlich; teils werden hier objektiv fixe Beträge genannt, teils wird zur Berücksichtigung der speziellen Verhältnisse des einzelnen Falles ein größerer Spielraum gelassen, bisweilen wird sogar die Frage, ob ein Fond beizustellen ist, vom diskretionären Ermessen der Aufsichtsbehörde abhängig gemacht.

So bestimmt z. B. das österreichische Regulativ, daß der Gründungsfond je nach den obwaltenden Verhältnissen, bei gegenseitigen Lebensversicherungsanstalten aber mindestens auf 20.000 fl. festzusetzen sei, welche ausschließlich bar eingezahlt werden müssen. Im deutschen V. A. G. ist der Gründungsfond im § 22 wie oben erwähnt, wohl vorgesehen, doch sind bestimmte Beträge nicht genannt, es richtet sich alles nach den Verhältnissen des einzelnen Falles; ja im Grunde des § 23 des Gesetzes kann die Behörde nach ihrem Ermessen von der Beistellung des Gründungsfonds ganz absehen, wenn dies nach der Natur der zu treibenden Geschäfte zulässig erscheint oder anderweitige Sicherheiten gegeben sind. Die §§ 23 und 24 des österreichischen Entwurfes sprechen sich prinzipiell dahin aus, daß die Beschaffung eines Gründungsfonds Voraussetzung für die Errichtung der gegenseitigen Anstalt ist, schließen sich aber im übrigen, was die Höhe desselben und seine Funktionen anbetrifft, dem deutschen Standpunkte vollkommen an.

Der französische Gesetzgeber hinwiederum, welcher sich im allgemeinen auf subjektive Momente in seinen Gesetzgebungen nicht gern einläßt — in dieser Hinsicht sei speziell auf die Tendenz des österreichischen und französischen Anfechtungsgesetzes verwiesen — setzt in dem obzitierten Gesetze vom 17. März 1905, welches allerdings nur für Lebensversicherungsanstalten gilt, ohne weitere Erwägungen anzustellen, einfach fest, daß für die erste Errichtung ein Fond beizustellen sei, welcher nicht unter 20.000 Frs. betragen dürfe; vgl. die Analogie mit § 4 des österreichischen Regulativs.

Die Bestellung des Gründungsfonds hat in erster Linie durch Barzahlung zu erfolgen, nach § 22 des deutschen V. A. G. ist auch die Hingabe eigener Wechsel gestattet, die Zerlegung in Anteile ist durchaus zulässig.

Was nun die rechtliche Natur der Gründungsfondsbestellung anbelangt, so kann dieselbe privatrechtlich aufgefaßt wohl nur als Darlehen mit gewissen spezifischen Funktionen betrachtet werden.

Der wirtschaftliche Zweck des Gründungsfonds ist, wie schon oben erwähnt, die Sicherung für die Kosten der Errichtung sowie die Funktion als Garantie- und Betriebsfond. Diese Zwecke scheinen nach dem Wortlaute der betreffenden Gesetze völlig gleichgestellt zu sein, doch ist es zweifellos, daß die dauernde Garantiefunktion die eigentliche und wichtigste ist.

Denn es kann sicherlich nicht als sein Zweck bezeichnet werden, bei der Gründung oder während des Betriebes aufgebraucht zu werden, er soll vielmehr Gründung, aber auch den Betrieb garantieren; letzteres ist nur möglich, sofern er eben während der Betriebszeit erhalten bleibt, es sei denn, daß an seine Stelle ein anderer Fond mit ebendenselben Funktionen und Fähigkeiten tritt. Aus dieser dauernden Garantiefunktion ergeben sich auch die wichtigsten positiven Bestimmungen, die tief in die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder der wechselseitigen Versicherungsanstalten eingreifen.

Die Rechtsstellung der Gründungsfondszeichner gegenüber dem Vereine ist die der sonstigen Gläubiger; der Gründungsfond gehört als Vereinsschuld zu den Passiven der Bilanz. Hiefür haftet natürlich der Verein mit seinem ganzen Vermögen, demnach auch mit den Forderungen, die er auf Grund der Haftungsverbindlichkeiten gegen die Mitglieder hat, woraus sich die Konsequenz ergibt, daß die Mitglieder für die Verzinsung und Tilgung desselben ebensogut wie für andere Vereinsverpflichtungen zu haften haben. Es wäre daher ganz gut möglich, daß zu Zwecken der Verzinsung und Tilgung desselben Nachschüsse eingehoben würden. Das gilt auch für den Fall der Kündigung und für den Fall der Liquidation.

Diese rein privatrechtliche Auffassung des Gründungsfonds kann nun eine ausschlaggebende Erhöhung der Garantiemittel in dem Sinne, daß hiedurch den Mitgliedern des wechselseitigen Vereines eine befreiende Wirkung zustatten käme, nicht nach sich ziehen. Es mußten daher, um dies doch zu erreichen, einschneidende Bestimmungen darüber getroffen werden, um alle Wirkungen auszuschalten, welche für die Anstaltsmitglieder eventuell onerose Konsequenzen aus dem Titel der Gründungsfondsbestellung zur Folge haben können.

Der Gedanke des Schutzes des einzelnen gegenüber großen Gesamtheiten, welche heutzutage für die Beurteilung unserer gesamten öffentlichrechtlichen Verhältnisse maßgebend ist, ist auch hier, obwohl ein rein öffentlichrechtliches Verhältnis nicht vorliegt, in den meisten Gesetzgebungen in ausgiebigstem Maße zur Geltung gekommen und man hat auf Grund der im öffentlichen Interesse geforderten Garantiefunktion die Gründungsfondsbestellung oft so sehr aller privatrechtlicher Dispositionsfreiheit entkleidet, daß man wirklich ernstlich in Zweifel ziehen muß, ob man es hier noch mit einem Privatrechtsgeschäfte zu tun hat.

Aus dem Gesichtspunkte des öffentlichen Vertrauens in seine stete und uneingeschränkte Fähigkeit, die Garantiefunktion erfüllen zu können, ergeben sich im einzelnen die verschiedenen zwingenden Bestimmungen, welche den betreffenden Gesetzgebern unerläßlich erscheinen.

Da kommt nun in erster Linie in Betracht, daß die anläßlich der Gründung beitretenden Mitglieder, welche man zur Beruhigung auf das Vorhandensein eines Gründungsfonds verweist, der ihre Haftungsverbindlichkeiten erleichtern soll, auch sicher auf die eventuelle Heranziehung desselben rechnen können, ohne daß erst zu den langwierigen Schritten einer Verfolgung der Beisteller gegriffen werden müßte; daher die Forderung nach Bareinzahlung oder manchmal auch auf Hinterlegung eigener Wechsel. Damit aber in Zeiten, in welchen die ungünstige Entwicklung der Neugründung offenkundig wird, die Hoffnung der Mitglieder auf den Fond nicht illusorisch wird, muß die Kündbarkeit desselben ausgeschlossen sein, § 22 deutsches V. A. G. und österreichischer Entwurf § 25. Das Recht auf Verzinsung des Gründungsfonds ist nach allgemeinen Grundsätzen selbstverständlich, doch wird dasselbe vom Gesetzgeber wieder nur insoweit zugelassen, als die Garantiefunktion hiedurch nicht beeinträchtigt wird. Es darf also vor allem einmal der Gründungsfond nicht selbst die Quelle eines ständigen Defizites dadurch werden, daß sich die Beisteller etwa sehr hohe Zinsen versprechen lassen. So ist denn auch nach § 22 des deutschen V. A. G. nur eine Verzinsung von vier vom Hundert aus der Jahreseinnahme und zwei vom Hundert aus den eventuellen

Betriebsüberschüssen, also im ganzen sechs vom Hundert zulässig: nach § 27 des österreichischen Entwurfes ist eine Verzinsung überhaupt nur aus den Gebarungüberschüssen und auch nur aus denen des betreffenden Verwaltungsjahres statthaft.

Damit aber auch während des weiteren Geschäftsbetriebes die den Mitgliedern zustatten kommende Garantiefunktion des Gründungsfonds nicht illusorisch werde, ist auch seine Rückzahlbarkeit ähnlichen Beschränkungen unterworfen wie die Verzinsung.

Nur wird bei der Rückzahlung noch vielfach festgesetzt, daß in demselben Maße, in welchem der Gründungsfond getilgt wird, für die Beschaffung einer anderweitigen Garantie vorzusehen ist.

Schon das österreichische Regulativ vom Jahre 1896, welches allerdings im Geiste der modernen Kodifikationen abgefaßt ist, hat die Rückzahlung des Gründungsfonds nur aus den Gebarungüberschüssen und bloß in dem Maße als statthaft erklärt, als die Bildung des aus den Überschüssen zu dotierenden Gewinnreservefonds fortschreitet. Das deutsche V. A. G. besagt im § 22: „Die Tilgung des Gründungsfonds darf nur aus den Jahreseinnahmen erfolgen“ — ist also in diesem Punkte freier als unser Regulativ — „und nur in dem Maße“ als die Bildung des im § 37 vorgesehenen Reservefonds fortgeschritten ist. Dieselbe ist sogar obligatorisch, sie muß nach § 22 beginnen, sobald die Kosten der Errichtung und die im ersten Geschäftsjahre entstandenen Kosten der Einrichtung getilgt worden sind.

Von einer viel vorsichtigeren Tendenz ist auch hier der österreichische Entwurf erfüllt; denn nach § 26 desselben *kann* bei Gründung der Anstalt die Rückzahlbarkeit des Gründungsfonds bedungen werden (im deutschen Gesetze „muß“) und weiter nach § 26 *darf* (im deutschen V. A. G. „muß“) erst beginnen, wenn sämtliche Kosten der Errichtung und die etwaigen Vorträge an Organisationskosten und Provisionen getilgt sind und wenn die zu bildende allgemeine Sicherheitsreserve die Höhe des Gründungsfonds erreicht hat. Sie hat von da ab alljährlich mit demselben Betrage zu erfolgen, welcher in dem betreffenden Jahre der allgemeinen Sicherheitsreserve zugeführt wird, so daß letztere nach vollständiger Rückzahlung des Gründungsfonds in der doppelten Höhe desselben vorhanden sein muß.

Das französische Gesetz vom 17. März 1905 über die Lebensversicherungsgesellschaften hält sich auch in diesem Punkte laut Artikel 5. zweiter Absatz nur an ein rein äußerliches Charakteristikon; ohne den Entwicklungsgang des Unternehmens irgendwie zu berücksichtigen, stellt es einfach fest, daß der Gründungsfond unbedingt in 15 Jahren abzustößen sei. Darnach ist also im französischen Gesetze der privatrechtliche Charakter der Gründungsfondsbeistellung durch die

unbedingte Rückzahlungsverpflichtung, welche vom Eintreten von Gebarungüberschüssen oder Abgängen, ferner vom Vorhandensein etwaiger Sicherheitsreserven völlig unabhängig ist, am schärfsten gewahrt.

Der Standpunkt des deutschen Gesetzes, welcher im wesentlichen auch der des alten österreichischen Versicherungsregulativs ist, beschneidet die privatrechtlichen Befugnisse der Gründungsfondsgläubiger im öffentlichen Interesse und im Sinne einer Erleichterung der Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder ganz wesentlich, der österreichische Entwurf aber sucht den privatrechtlichen Charakter ganz zu verwischen.

Eine weitere, und zwar die einschneidendste Konsequenz solcher Rechtsauffassung ist die, daß die Forderungen der Gründungsfondsgläubiger, welche an und für sich natürlich auch vom Vereine mit seinen sämtlichen materiellen Hilfsquellen prästiert werden müssen, von der sonst für alle Vereinsschulden in Betracht kommenden Befriedigungsmöglichkeit durch die ad hoc zu realisierenden Haftungsverbindlichkeiten ausgeschlossen werden.

Die betreffenden Gesetzesstellen sprechen sich hierüber folgendermaßen aus:

§ 47 des deutschen V. A. G. sagt anlässlich der Liquidation: Eine Tilgung des Gründungsfonds darf erst erfolgen, nachdem die Ansprüche sämtlicher übriger Gläubiger, insbesondere die Ansprüche der Mitglieder aus dem Versicherungsverhältnisse befriedigt worden sind. Zum Zwecke der Tilgung dürfen Nachschüsse oder Umlagen nicht erhoben werden.

Vergleiche hiemit § 112 des österreichischen Entwurfes, in welchem zunächst zum Ausdrucke gebracht wird, daß die Haftung der Mitglieder im Sinne der Bestimmungen der §§ 33 bis 39 bis zur Beendigung der Liquidation fort dauert und welcher sodann im weiteren Verlaufe den Inhalt des oben zitierten § 47 V. A. G. genau wiedergibt.

Demnach ist also der Gründungsfondsgläubiger übel daran; mag auch seine Forderung unzweifelhaft als Vereinsschuld anerkannt sein, so werden ihm bei der Befriedigung die wichtigsten Quellen, aus welchen eine solche fließen könnte, gänzlich verstopft, indem nicht nur die Haftungsverbindlichkeiten zu seinen Ungunsten eingeschränkt werden, sondern auch beim Zusammentreffen mit anderen Forderungsberechtigten, insbesondere mit den Mitgliedern, welche aus dem Versicherungsverhältnisse Ansprüche besitzen, seine Forderung allen übrigen nachstehen muß.

Diese Gesetzesstellen klingen sehr einfach, die praktische Durchführung scheint aber doch nicht so ganz klar zu liegen.

Gesetzt den Fall, eine wechselseitige Versicherungsanstalt befinde sich im Liquidationsstadium, sie besitze noch einen Gründungsfond und beabsichtige auch, womöglich die Gründungsfondsgläubiger zu befriedigen. Die Haftungsverbindlichkeiten seien nach dem Statute im Wege der Nachschußzahlungen zu realisieren. Die Passiven seien nicht völlig gedeckt. Was können die Liquidatoren tun? Können sie etwa auf Grund der oben geschilderten gesetzlichen Regelung ohne weiteres die ganzen Aktiven zur Deckung heranziehen ohne jegliche Rücksicht auf die Gründungsfondsgläubiger, d. h. können sie den Gründungsfond einfach aus den Passiven streichen und auf dieser Grundlage liquidieren? Diese Konsequenz erscheint wohl im Gesetze nicht begründet zu sein. Da die Haftung der Mitglieder auch während des Liquidationsstadiums ungeschmälert fortbesteht, so ist es naturgemäß, daß zur Deckung der bilanzmäßigen Fehlbeträge die Mitglieder zur Haftung herangezogen werden müssen. Hat die Ausschreibung der Nachschüsse Erfolg gehabt und sind sämtliche Passiven gedeckt, so kann dann bei der Schlußbilanz auch die Tilgung des Gründungsfonds in Angriff genommen werden. Nach dem Wortlaute des Gesetzes ist es eben nur verboten, zum Zwecke der Tilgung des Gründungsfonds ad hoc Nachschüsse einzuhoben; wohl aber ist es zulässig, bei der regelrechten Fortführung und Abwicklung der Geschäfte des vorhandenen Versicherungsstockes die Realisierung der statutenmäßigen Haftungsverbindlichkeiten zu betreiben und wenn hiebei schließlich noch die entsprechenden Mittel zur Befriedigung der Gründungsfondsgläubiger erübrigen, so ist das sicherlich nur in Ordnung. Es soll doch wohl nur verhindert werden, daß die zum Schlusse verbleibenden vielleicht wenigen Mitglieder, die ohnedies meistens stark zur Haftung herangezogen worden sind, noch für den Gründungsfond, auf welchen sie seinerzeit vertrauten, aufkommen müssen.

Eine solche Lösung der Frage ist vom Standpunkte der Billigkeit wohl nicht zu bekämpfen. Das könnte nach den Worten des deutschen Gesetzes, welches in diesem Zusammenhange nur von Nachschüssen und Umlagen spricht, gelten, wenn es sich eben um die Realisierung der Haftungsverbindlichkeit durch Einhebung von Nachschüssen oder durch Umlagen handelt.

Wie aber stellt sich die Sache, wenn die Haftung statutengemäß in der Kürzung der Ansprüche durch Zugriff auf den Reserveanteil (Prämienreserve) besteht? Darüber spricht das deutsche Gesetz nicht *expressis verbis*, es könnte aber *per analogiam* auf die Zulässigkeit desselben Vorganges geschlossen werden.

Der österreichische Entwurf verbietet ganz allgemein nicht nur Nachschüsse und Umlagen, sondern überhaupt jegliche Heranziehung

der Mitglieder zum Zwecke der Tilgung des Gründungsfonds, es ist daher hier ein Unterschied der Auffassung, ob Nachschüsse oder Kürzung der Ansprüche eintreten, nicht einmal angedeutet.

Versucht man nun im letzteren Falle, wenn die Kürzung der Ansprüche bedungen ist, die Liquidation wieder unter dem Gesichtspunkte durchzuführen, daß die Haftung der Mitglieder auch während des Auflösungszustandes in ordnungsmäßiger Weise in Anspruch zu nehmen sei, und daß dieselbe, wie es im Gesetzentwurfe begründet zu sein scheint, noch vor der Heranziehung des Gründungsfonds praktisch wird, so ergibt sich, daß fast jede Liquidationsbilanz schließlich aktiv werden muß, da man ja nur die Ansprüche genügend tief, eventuell auf Null herabzusetzen braucht, um ein solches Resultat zu erzielen. (Der Fall, daß sich dies doch nicht erreichen ließe, obwohl die Ansprüche sämtlich erschöpft sind, ist ja denkbar, doch interessiert er hier nicht.) Es wäre daher die Möglichkeit, den Gründungsfond jemals zur Haftung heranzuziehen, praktisch kaum denkbar. Nun hat ja allerdings das deutsche Gesetz wenigstens in § 27 ausgesprochen, daß die Satzung über die Voraussetzungen, unter welchen die Ausschreibung von Nachschüssen oder Umlagen zu erfolgen hat, insbesondere darüber Bestimmung treffen soll, inwieweit die sonst vorhandenen Deckungsmittel (Gründungsfond, Rücklagen) zu verwenden sind. Wenn also auch im Gesetze nicht über diese Frage entschieden wird, so ist doch Vorsorge getroffen, daß die Aufsichtsbehörde bei dem ihr eingeräumten diskretionären Ermessen die Aufnahme der entsprechenden Bestimmungen in das Statut durchsetzen wird. Wenn also auch das Gesetz eine Lücke läßt, so veranlaßt es wenigstens, daß die Satzung hierüber die entsprechenden Aufklärungen enthält.

Im österreichischen Entwurfe fehlt auch eine solche deutliche Direktive, wenn man nicht etwa § 47, Punkt 9, welcher ganz allgemein sagt, daß das Statut über die Art der Bedeckung etwaiger Betriebsverluste Bestimmungen enthalten muß, diese Funktion zuschreiben will. Voraussichtlich werden ja bei Gründung des Vereines die Bedingungen für die Heranziehung des Gründungsfonds im eigenen Interesse der Proponenten festgelegt werden; es ist aber auch ganz gut möglich, daß die sonstigen Haftungsbedingungen zwar ganz einwandfrei ausgearbeitet werden, aber in der Frage des Gründungsfonds der gesetzliche Text möglichst getreu kopiert wird; es wäre aber hiemit im konkreten Falle eine Entscheidung auf Grund des Gesetzes und aus der Auffassung desselben über die praktische Tragweite der obzitierten Bestimmungen nicht so ohne weiteres klar.

Ähnliche Verhältnisse wie bei der Liquidation treten auch bei Eröffnung des Konkurses ein und die Regelung ist für diesen Fall eine analoge.

Praktisch in noch viel bedeutenderem Maße als der Gründungsfond beeinflussen die Sicherheits- und Extrareserven, kurz Reservefonde genannt, die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder wechselseitiger Versicherungsgesellschaften und zwar in einer durchaus erleichternden und befreienden Weise.

Wie schon aus dem früheren hervorgeht, wird die Tilgung des Gründungsfonds fast immer von der Ansammlung entsprechender Sicherheitsreserven abhängig gemacht.

Die Dotierung dieser Reservefonde, welche in der Gesetzgebung zumeist obligatorisch vorgesehen sind, und die Verwendung derselben ist im einzelnen der Satzung vorbehalten: regelmäßig wird verlangt, daß ein bestimmter minimaler Prozentsatz der erzielten Betriebsüberschüsse für derartige Rücklagen zu verwenden ist, bis ein gewisser Bruchteil der gesamten Deckungskapitalien erreicht wird.

Da der Reservefond sich aus Betriebsüberschüssen zusammensetzt, welche an und für sich sonst kraft des Mitgliedschaftsverhältnisses hätten ausgeschüttet werden sollen, so ist es klar, daß er, wenn die Mitgliedschaft onerose Folgen nach sich zieht, ohne weiteres zur Aufhebung und Milderung dieser herangezogen werden kann.

Es wird daher der Reservefond auch im regelmäßigen Geschäftsbetriebe zur Deckung von Betriebsausfällen herhalten und die Mitglieder vor der Heranziehung zur Haftung bewahren müssen. Daß natürlich aus praktischen Gründen und Rücksichten einer dauernden Garantie die völlige Erschöpfung desselben etwa durch Realisierung der Haftungsverbindlichkeiten hintangehalten werden und daß diesfalls vorgesorgt sein soll, ist wohl verständlich.

In den einzelnen Gesetzgebungen sind diese Verhältnisse meist ziemlich übereinstimmend geregelt.

So hat nach § 37 des deutschen V. A. G. die Satzung die Bildung einer Rücklage, die zur Deckung eines aus dem Geschäftsbetriebe sich ergebenden außergewöhnlichen Verlustes zu dienen hat (Reservefonds), insbesondere die Beträge zu bestimmen, welche hiezu jährlich zurückzulegen sind: gleich im folgenden setzt es noch hinzu, daß aus den Gründen, aus welchen von der Bestellung eines Gründungsfonds Abstand genommen werden darf, die Aufsichtsbehörde auch gestatten kann, von der Bildung eines Reservefonds abzusehen.

Der § 83 des österreichischen Entwurfes setzt zunächst fest, daß ein nicht rückzahlbarer Gründungsfond sofort nach Ablauf der ersten Rechnungsperiode, soweit er nicht verbraucht ist, in die allgemeine Sicherheitreserve zu fließen habe.

Solange die allgemeine Sicherheitsreserve die Höhe des ursprünglichen Gründungsfonds nicht erreicht hat, muß der ganze Betriebs-

überschuß der Sicherheitsreserve zugeführt werden. Vom letzteren Augenblicke ab sind dann 10⁰/o des jährlichen Betriebsüberschusses inso-
lange der Sicherheitsreserve zuzuweisen, bis die Reserve die doppelte
Höhe des ursprünglichen Gründungsfonds beziehungsweise bei Entnahme
aus demselben wieder erreicht hat.

Artikel 5, letzter Absatz des französischen Gesetzes hält die
französischen wechselseitigen Vereine auch an, Sicherheitsreserven zu
bestellen, welche aber für die in Form von Tontinen abgeschlossenen
Geschäfte nicht obligatorisch sind. Die Bemessung der Höhe ist dem
im Gesetze vorgesehenen beratenden Lebensversicherungskomitee über-
lassen.

Im allgemeinen aber läßt sich konstatieren, daß die Bildung von
Reservefonden bei den Gegenseitigkeitsanstalten bei weitem über das
von den Gesetzen oder von den Aufsichtsbehörden geforderte Ausmaß
hinausgegangen ist, indem die Gesellschaften sich in der Ansammlung
solcher Extrareserven, die im weiteren Verlaufe der Entwicklung auch
als Regulatoren für die auszuschüttenden Betriebsüberschüsse fungieren,
gegenseitig zu überbieten trachten. Gegenwärtig ist der Stand der-
selben, insbesondere bei den älteren Lebensversicherungsanstalten, ein
solcher, daß vielfach hiedurch bereits dieselbe Sicherheit, oft noch
eine stärkere, gegeben ist, als bei so mancher Aktiengesellschaft und
daß nach menschlicher Voraussicht eine Heranziehung der Mitglieder
zur Haftung kaum zu erwarten ist; es können sich viele Gegenseitig-
keitsanstalten mit den Aktienvereinen ruhig in eine Linie stellen.

Aus der ganzen vorangegangenen Darstellung ist zu entnehmen,
daß die Versicherungsform auf Gegenseitigkeit, sowohl was die juristi-
sche Konstruktion des Vertrages als auch den praktischen Betrieb
speziell im Streben nach der möglichsten Ansschaltung der Inanspruch-
nahme der Haftung anbelangt, die Tendenz aufweist, sich den Betrieben
der Aktienvereine zu assimilieren. andererseits aber ist die differen-
tielle Behandlung beider Kategorien von seiten der öffentlichen Gewalt,
insbesondere in der Steuerfrage, in die Augen springend. Unwillkürlich
wird sich jeder die Frage vorlegen, ob eine solche strenge Trennung
unter diesen Umständen noch zu rechtfertigen ist, und ob dieselbe
nicht ehestens aufzugeben sein wird.

Obwohl nun die juristische Konstruktion des Versicherungsver-
hältnisses den oben geschilderten Charakter angenommen hat, obwohl
der Gesetzgeber in der praktischen Behandlung beider Betriebsformen
mehr und mehr dieselben Grundsätze zur Anwendung bringt, so ist
doch der alte, schon so oft genannte Unterschied zwischen Aktie und
Gegenseitigkeit noch immer vorhanden: dort Erwerbsgesellschaft, hier
Fehlen der Tendenz zum Erwerbe.

Daß sich die Sache wirklich so verhält, läßt sich an der Hand der bisherigen Entwicklung unschwer verfolgen.

Vergleichen wir einmal den Gründungsfond bei der Gegenseitigkeitsgesellschaft und das eingezahlte Aktienkapital; beide gewährleisten die Gründung der Gesellschaft und die Sicherheit des Betriebes, insbesondere zu Beginn, in dieser Richtung haben beide gleiche Funktionen. Gedeiht das ins Leben gerufene Geschäft, dann werden hier wie dort wirtschaftlich genommen die Versicherten zugleich die Versicherer sein.

Aber wie anders ist das Schicksal des Gründungsfondszeichners und des Aktienbesitzers! Während beim ersteren ängstlich darauf gesehen wird, daß ihm aus dem Titel der Gründungsfondszeichnung nur ja keine Gewinnquelle erstehe, indem man schon die Möglichkeit des Zinsenbezuges auf das äußerste einschränkt, die Rückzahlbarkeit obligatorisch macht, und dort, wo eine Rückzahlbarkeit nicht bedungen ist, gleich die Zuführung zum Sicherheitsfond vorsieht, kurz in allen Stücken die persönlichen, privatrechtlichen und finanziellen Beziehungen des Gründungsfondszeichners durch beschränkende Bestimmungen, oft wohl auch gesetzlichen Zwang zerstört, garantiert der Aktienbesitz für die Zukunft des finanziell entwicklungsfähigen Unternehmens dauernd die privatrechtliche, individualistische Ausnützung einer erfolgreichen Gründung. Durch die im weiteren Verlaufe des Betriebes sich notwendigerweise ansammelnden Extrareservefonds, die mit dem Umfange einer wachsenden Klientel stets größer werden, tritt die primär vorhandene Garantiefunktion der Aktie gänzlich in den Hintergrund, zumal ja auch das eingezahlte Aktienkapital oft in keinem Verhältnisse mehr zu den Verpflichtungen des angewachsenen Betriebes steht. Zurück bleibt nur das Recht, aus den Betriebsüberschüssen einen dauernden Gewinn zu ziehen, welcher bei einem großen Geschäftsumfange relativ gar nicht hoch zu sein braucht, um den auf den einzelnen Aktionär mit Rücksicht auf seine seinerzeitige Bareinzahlung entfallenden Anteil zu einem in sonstigen Erwerbsbetrieben ungewöhnlich großen zu machen.

Wenn nun die öffentliche Gewalt, der Staat, überall dort seine, gelinde gesagt, ausgleichende Tendenz geltend macht, wo nach einem einmaligen Aufwande und Risiko sich ohne besonderes Hinzutun größere Gewinne einstellen können, so kann hier eine differenzielle Behandlung der Aktie und Gegenseitigkeit aus allgemeinen Grundsätzen nicht auffallen. Daß man bei der Gegenseitigkeit derartige gewinnberechtigende Rechtssubjekte, auch sonst nicht kennt, ist klar; die Versicherten kommen in diesem Belange natürlich dort wie da als solche nicht in Betracht, denn ihr einziger wirtschaftlicher Zweck ist, die Versicherung möglichst billig zu erhalten.

Im Verfolge dieses Gedankens sei noch folgendes erwähnt. Heutzutage, wo eine geradezu krankhafte Manie zur Veröffentlichung, Sozialisierung aller privaten Erwerbsmöglichkeit herrscht und ein jeder sich goldene Berge von der Durchführung dieser als öffentlichrechtlich angesehenen Maßnahmen versprechen zu können glaubt, ist die Frage, das Versicherungsbedürfnis nicht zu einer Quelle ungerechtfertigter privater Gewinne werden zu lassen, durch das Prinzip der Gegenseitigkeit theoretisch vollständig gelöst, denn durch die prinzipielle Feststellung, daß jeder freie Betriebsüberschuß an die Mitglieder auszuschütten ist, und durch das Mitbestimmungsrecht in der Generalversammlung ist das erreichbare Maximum des Einflusses der Mitglieder auf Verhinderung anderweitiger Verwendungen der Prämien wohl erschöpft. Hiedurch erscheint die Form der Gegenseitigkeit geeignet, die natürliche Tendenz der Erwerbsgesellschaften, möglichst hohe Prämien einzuheben, zu drücken, und zwar ganz in demselben Maße und aus denselben Gesichtspunkten, wie die vom Staate oder anderen öffentlichen Korporationen ins Leben gerufenen Gegenseitigkeitsvereine. Tatsächlich haben sich die Aktiengesellschaften dadurch zum größten Teile schon gezwungen gesehen, die Versicherten am Gewinne partizipieren zu lassen, eine Wirkung, die sicherlich nicht zum geringsten der Propaganda des Prinzipes der Wechselseitigkeit zuzuschreiben ist, daher auch hier eine gewisse Vorzugsbehandlung am Platze ist, welche von den Aktiengesellschaften vernünftigerweise nicht als Beeinträchtigung angesehen werden kann.

Es ist nämlich kaum zu bezweifeln, daß die Agitation gegen die Erwerbsgesellschaften auf diesem Gebiete ungleich maßloser angesichts des Umstandes betrieben würde, daß die Gesellschaften kolossale Fonde angesammelt, die allerdings für den ordnungsmäßigen Betrieb unumgänglich sind, wenn nicht ein Großteil des Publikums als Klientel wechselseitiger Institute es nicht am eigenen Leibe verspüren müßte, was eine Versicherung kostet.

Nach obigem könnte man annehmen, daß die Gegenseitigkeitsvereine so im Vorteile seien, daß den Erwerbsgesellschaften nicht mehr viel Gelegenheit zur Betätigung übrig bleiben könnte. Das ist aber nicht der Fall, es zeigt sich vielmehr klar, daß die auf dem Erwerbsgedanken fußenden Unternehmungen eine größere Agitationskraft entfalten und auch künftig entfalten werden, als die auf der gegenseitigen Haftung der Mitglieder beruhenden Unternehmungen; es kommt ihnen eben die überragende Kraft des individualistischen Prinzipes, das schließlich und endlich als Ursache jeglichen Fortschrittes angesehen werden muß, zu statten; soll nun das Prinzip der Wechselseitigkeit seinen engeren Zweck, die errungenen Fort-

schritte möglichst billig und durch Hintanhaltung allzu einseitiger Ausnützung einzelner der Allgemeinheit zugänglich zu machen, erfüllen können, so ist es eben geradezu eine unabweisliche Notwendigkeit, sie als den wirtschaftlich schwächeren Teil in der Frage der öffentlichen Abgaben wenigstens insoweit zu schonen, daß die Möglichkeit der Gründung und Entwicklung von Gegenseitigkeitsvereinen nicht unterbunden werde.

X.

Nach welchen Prinzipien und Bearbeitungsmethoden ist die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten?

Upon what principles and by what working-methods should Fire Insurance Statistics be compiled?

Quels sont les principes et les méthodes de travail à appliquer au développement de la statistique des assurances-incendie?

Secondo quali principi e sistemi deve essere organizzata la Statistica dell'Assicurazione contro gli Incendi?

X. — A.

Nach welchen Prinzipien und Bearbeitungsmethoden ist die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten?

Von **H. Himmelheber**, Hamburg.

Die Beantwortung der Frage: „Nach welchen Prinzipien und Bearbeitungsmethoden die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten ist“, wird sehr verschieden ausfallen, je nachdem die Resultate einer solchen Statistik Verwendung finden sollen. Will man z. B. eine Statistik haben, die Aufschluß darüber geben soll, in Bezug auf welche Gefahren seitens der Staatsregierungen besondere Aufmerksamkeit behufs Verhütung derselben zu Zwecken des öffentlichen Wohles anzuwenden ist, auf die deshalb gesetzgeberische Maßregeln zugeschnitten werden müssen, so wird man für diesen Zweck eine Statistik benötigen, wie sie die statistischen Ämter der größeren Staaten fast überall bereits besitzen. Man teilt für solche Zwecke die der Gefahr des Verbrennens ausgesetzten Objekte in gewisse Gruppen ein und stellt durch Zählung fest, wie häufig innerhalb dieser Gruppen Brände entstehen und wie groß die durch diese Brände erzeugten Schäden sind. Aus der Größe der so ermittelten Zahlen über die nach einer Reihe von Jahren entstandenen Schäden kann man sich dann ein Urteil über die innerhalb einer Gruppe bestehende relative Feuergefährlichkeit bilden und danach die gesetzgeberischen Maßregeln ergreifen, die zur Einschränkung der beobachteten Gefahren geeignet erscheinen, und dieselben auf die gefährlicheren Gruppen beschränken.

Die Einteilung der Objekte in Gruppen erfolgt für solche Zwecke meistens derart, daß man Städte, selbständige Gutsbezirke und das platte Land getrennt führt. Auch werden für die Gruppenbildung die Ursachen der entstandenen Brände herangezogen, z. B. mangelhafte Heizungsanlagen, leichtsinniges Umgehen mit Feuer, insbesondere mit

Streichhölzern, und zwar häufig getrennt danach, ob dies durch Kinder oder Erwachsene geschieht. Auch werden Gruppen gebildet, die sich auf die Bauart, namentlich auf die Dachdeckung der Gebäude beziehen.

Bei allen diesen Gruppenbildungen der statistischen Ämter der verschiedenen Länder erscheint auch eine Gruppe, welche die Schäden umfaßt, die durch gewerbliche Betriebe entstanden sind. Diese Gruppe ist für die Zwecke, denen solche statistische Tabellen zu dienen bestimmt sind, sehr wichtig, denn sie gibt Aufschluß darüber, inwieweit es notwendig erscheint, den Gewerbebetrieb zum Schutze des Allgemeinwohles staatlicher Beaufsichtigung zu unterstellen, und sie läßt nach Einführung darauf gerichteter staatlicher Maßnahmen nach Ablauf einer angemessenen Zeit ein Urteil über die Wirkung solcher Maßnahmen zu. Damit ist aber auch das Interesse, das die Staatsregierungen an solchen statistischen Tabellen haben, erschöpft, und da die weitere Teilung der Gruppen die Kosten für die Führung der Statistik erheblich steigert, so ist nicht zu erwarten, daß diese Statistiken der Staaten mit der Zeit so weiter gebildet und ausgestaltet werden, daß sie für den Feuerversicherer eine Grundlage für die sichere Berechnung seiner Prämien bieten.

Alle diese von den statistischen Ämtern der Staaten geführten Tabellen beschränken sich auch darauf, innerhalb der gebildeten Gruppen die Zahl und die Höhe der Feuerschäden zu ermitteln und aus dem Vergleich dieser Zahlen in den verschiedenen Gruppen Schlüsse auf die relative Feuergefährlichkeit der verschiedenen Gruppen gegen einander zu ziehen.

Vom Standpunkte des Feuerversicherers ist mit einer solchen Statistik aber nicht viel anzufangen, denn es fehlt ihr sowohl bei der Anzahl der aufgeführten Brände einer Gruppe die Angabe darüber, wie viel Gebäude in der betreffenden Gruppe der statistischen Behandlung unterworfen waren, als auch bei der Angabe der Schadenssumme einer Gruppe die dieser gegenüberstehende Wertsumme aller Gebäude in der in Betracht gezogenen Gruppe.

Nur die Kenntnis dieser Zahl und, wie später gezeigt werden soll, namentlich der ersteren, ermöglicht es dem Feuerversicherer, seine Prämie richtig zu wählen und gerade für diesen Zweck bedarf er der Statistik.

Wir sehen daraus, daß die vorhandenen Statistiken über Brandschäden für den Feuerversicherer nur wenig Wert haben, daß er vielmehr einer Statistik bedarf, die auf wesentlich anderen Grundlagen aufgebaut sein muß. Um aber diese Grundlagen näher kennen zu lernen, ist zunächst festzustellen, welche Fragen durch eine der Feuerversicherung dienende Statistik beantwortet werden sollen.

Wie schon gesagt, soll für den Feuerversicherer die Statistik die Grundlage für die Berechnung der Prämie geben. Die Prämie aber soll so beschaffen sein, daß sie für versicherte Risiken annähernd gleicher Feuersgefahr die Ausgaben deckt, die der Versicherer in Form von Entschädigungen zu zahlen hat, und außerdem einen Überschuß ergibt, der zur Deckung der Verwaltungskosten und zur Schaffung eines angemessenen Reservefonds ausreicht. Der Feuerversicherer bedarf also zur Schaffung dieser Grundlage für seine Prämienberechnung einer Gruppeneinteilung, die innerhalb der einzelnen Gruppen Objekte enthält, die annähernd gleiche Feuersgefährlichkeit besitzen, denn aus jeder Gruppe ergibt sich für ihn nur die Grundlage für die Berechnung eines Prämienatzes. Soll dieser Prämienatz richtig sein, so müssen also die Objekte, auf die er Anwendung finden soll, unter sich gleiche Feuersgefahr besitzen, oder es müssen die etwa noch vorhandenen Unterschiede so gering sein, daß sie vernachlässigt werden können. Das Ergebnis der Statistik ist, wie gesagt, für jede Gruppe nur eine Zahl, welche feststellt, entweder unter wie vielen Objekten in einem Jahr einmal ein Feuer ausgebrochen ist, oder wie groß der auf das einzelne Objekt entfallende Schaden in einem Jahre gewesen ist. Würden also innerhalb einer Gruppe Objekte vereinigt sein, die unter sich in Bezug auf die ihnen anhaftende Feuersgefährlichkeit wesentliche Unterschiede zeigen, so ist eine solche Gruppeneinteilung für den Feuerversicherer unbrauchbar, weil er diese Unterschiede im Risiko bei der Prämienbemessung berücksichtigen muß, dafür dann aber in der Statistik keine geeignete Unterlage findet.

Wenn somit feststeht, daß die Gruppe der gewerblichen Anlagen, die in den Statistiken der staatlichen statistischen Ämter vorkommt, für die Zwecke der Feuerversicherer nicht ausreicht, daß für diese vielmehr eine weitere Teilung dieser Gruppe erforderlich ist, bei der innerhalb der einzelnen Gruppen nur noch Objekte annähernd gleicher Feuersgefahr verbleiben, so darf andererseits die Teilung in kleinere Gruppen auch nicht so weit getrieben werden, daß die Zahl der innerhalb der einzelnen Gruppen verbleibenden Objekte so klein wird, daß man aus derselben für eine beschränkte Zahl von Beobachtungsjahren kein brauchbares Ergebnis mehr erwarten kann. Man muß sich da hüten zu weit zu gehen, weil einerseits die Kosten für die Führung der Statistik mit der weitergehenden Teilung der Gruppen erheblich zunehmen und andererseits bei einer zu kleinen Zahl der Objekte innerhalb einer Gruppe die Ergebnisse kein richtiges Bild über die wirklich vorhandene Feuersgefahr mehr geben können, wenn man nicht die Beobachtungszeit auf einen Zeitraum ausdehnen will, der für den praktischen Gebrauch unhandlich wird.

Ehe nun auf die Frage, wie die der Statistik zugrunde zu legende Gruppeneinteilung beschaffen sein muß, näher eingegangen wird, möge untersucht werden, aus welchen Faktoren sich der für die Berechnung der Prämien zu bildende Ansatz zusammensetzt, und für welche dieser Faktoren die Schaffung einer statistischen Grundlage überhaupt möglich erscheint.

Ich folge bei dieser Ermittlung den Ausführungen, die ich in einem am 13. Mai 1908 in Berlin im Verein für Versicherungswissenschaft gehaltenen Vortrage entwickelt habe, muß diese Ausführungen hier aber der Vollständigkeit halber für diejenigen wiederholen, die sie damals nicht kennen gelernt haben.

Diese Untersuchung möge zunächst auf den Fall einer Zwangs-Immobilien-Feuerversicherung beschränkt werden, bei der alle innerhalb des Bezirkes der betreffenden Versicherungsanstalt vorhandenen Gebäude bei dieser Anstalt versichert sein müssen. In solchem Falle kann jedes Objekt in Bezug auf seine Feuergefährlichkeit für sich betrachtet werden, sowohl hinsichtlich der ihm selbst eigentümlichen Gefahren als auch der Gefahr, die es auf eine benachbarte Bebauung ausübt, weil der Versicherer in solchem Falle in der Lage ist, das Gesamtrisiko, das das betreffende Objekt darbietet, durch eine diesem Objekt aufzuerlegende Prämie zu decken.

Bezeichnet man nun:

- mit n die Zahl der Jahre, innerhalb der bei einem Gebäude der betrachteten Art einmal ein Brand auszubrechen pflegt, oder was dasselbe ist, die Anzahl der Gebäude gleicher Art, von denen in jedem Jahre eines abbrennt;
- mit S den Schaden, der durch einen zur Entwicklung gelangten Brand voraussichtlich erzeugt wird;
- mit W den Wert des zu versichernden Gebäudes, nach dem die Prämie berechnet wird;
- mit p den in Tausendstel des Gebäudewertes ausgedrückten Prämienatz;
- mit P den jährlichen Betrag der Prämie der für das betreffende Gebäude zu bezahlen ist;
- mit m denjenigen Prozentsatz des Prämienbetrages P , der, nach Abzug eines angemessenen Betrages für Verwaltungskosten und zur Bildung eines Reservefonds, zur Deckung von Feuerschäden verwendet werden kann, so wird:

$$P = p \frac{W}{1000}$$

und es muß sein:

$$n m \frac{P}{100} = S,$$

also

$$P = S \frac{100}{n m}$$

oder

$$p \frac{W}{1000} = S \frac{100}{n m}$$

woraus

$$p = \frac{S}{n W} \frac{100.000}{m}$$

entsteht.

Der für jeden Einzelfall der abzuschließenden Versicherungen anzuwendende Prämiensatz läßt sich also mathematisch genau berechnen, wenn für den betreffenden Fall bekannt sind die Werte von:

n = Anzahl der Gebäude gleicher Feuersgefahr, von denen in jedem Jahre eines abbrennt.

m = Prozentsatz der Prämie der nach Abzug der Verwaltungskosten etc. für die Zahlung von Entschädigungen zur Verfügung bleibt.

W = Wert des fraglichen Gebäudes.

S = Größe des bei einem Brande durchschnittlich zu erwartenden Schadens.

Von diesen Werten ist das W als bekannt vorauszusetzen, da es durch eine bei der Aufnahme der Versicherung vorzunehmende Schätzung ermittelt werden kann. Ob dieses W auch für die Schadensregulierung unverändert beibehalten oder beim Eintreten des Versicherungsfalles dem Alter und der Abnutzung des Gebäudes entsprechend ermäßigt werden soll, hängt von den Gepflogenheiten des Versicherers ab. Um sicher zu gehen, daß man mit der Prämieinnahme nicht zu kurz kommt, wird man für die Berechnung des Prämiensatzes zweckmäßig den ganzen Wert von W beibehalten, da man damit rechnen muß, daß der Versicherungsfall unmittelbar nach Abschluß der Versicherung eintritt und auch im übrigen die bei der Schadensregulierung einzusetzende Ermäßigung von W von vielen Umständen beeinflußt wird, die sich im voraus nicht übersehen lassen.

Die Zahl m hängt davon ab, wie groß der Gewinn sein soll, den man von der abzuschließenden Versicherung erwartet. Für die Wahl desjenigen Teiles der Prämieinnahme der zur Deckung der Verwaltungskosten und zur Bildung einer Prämienreserve erforderlich ist, werden meist Erfahrungssätze vorliegen. Bei Zwangsversicherungs-

anstalten, die also ohne Rücksicht auf Gewinn arbeiten, wird hiefür ein Satz von 20 bis 25%, also für m von 80 bis 75, ausreichen.

Es bleibt nun noch die Kenntnis der Werte des Quotienten $\frac{S}{W}$, sowie diejenige der Zahl n übrig, um die Prämie berechnen zu können.

Der Quotient $\frac{S}{W}$ gibt an, der wievielte Teil des Gebäudewertes im Falle eines Brandes zerstört wird, die Zahl n aber die Häufigkeit der Entstehung eines Brandes, wie sie bei Gebäuden der fraglichen Art, für die die Prämie zu ermitteln ist, erwartet werden kann.

$\frac{S}{W}$ ist also eine Funktion derjenigen Umstände, die auf die Weiterverbreitung eines entstandenen Feuers von Einfluß sind, n dagegen hängt von dem Grad der Häufigkeit ab, in der bei der vorhandenen Benützungsart des Gebäudes das Entstehen eines Feuers zu erwarten ist.

Bei der Verschiedenheit der Umstände, welche auf die Größe der Werte S und n bei ein und demselben Gebäude einwirken, erscheint es ausgeschlossen, eine für beide Werte zugleich maßgebliche Statistik zu schaffen.

Die Statistik soll dem Versicherer das Material an die Hand geben, das ihn befähigt, unter einer Anzahl unter sich gleicher, oder wenigstens als gleich anzunehmender, Objekte festzustellen, wie oft ein bestimmtes der Statistik zugrunde zu legendes Ereignis eintritt, wobei dann vermöge der großen Zahl der der Statistik unterworfenen Objekte die Verschiedenheit in der Häufigkeit des Eintretens des Ereignisses, die dem einzelnen Objekt durch den dabei obwaltenden Zufall anhaftet, durch das Gesetz der großen Zahl ausgeschaltet wird.

Das Resultat der Statistik, auf alle derselben unterworfenen Objekte angewendet, ist dann für den Versicherer im Gesamtergebnis der Ausgleich für die Verschiedenheit, die durch den Zufall bei den einzelnen versicherten Objekten herbeigeführt wird.

Grundbedingung für die Statistik ist also, daß die derselben zu unterstellenden Objekte in Bezug auf die dem Zufall unterworfenen Eigenschaft derselben unter sich gleich sind, und brauchbar ist die Statistik nur dann, wenn die Zahl der von ihr erfaßten Objekte so groß ist, daß dabei durch das Gesetz der großen Zahl tatsächlich die dem Zufall entspringenden Schwankungen der Gesamtergebnisse ausgeglichen erscheinen.

Betrachtet man unter diesen Gesichtspunkten die Werte S und n , so erkennt man bald, daß jedenfalls keine Statistik möglich ist, die zugleich Resultate für beide zu liefern imstande ist, man findet aber

auch, daß es kaum möglich sein wird, eine genügende Anzahl von Objekten zu einer Gruppe zusammenzufassen, die in Bezug auf den Wert S als unter sich gleichartig angesehen werden können.

Schon das normale, massive, hartbedachte Wohnhaus ohne jede gewerbliche Benützung wird in Bezug auf die Umstände, die auf die Größe des zu erwartenden Schadens von Einfluß sind, sich von einem anderen solchen Gebäude so wesentlich unterscheiden, daß es kaum gelingen wird, für solche Gebäude die Merkmale festzustellen, die sie als zu der gleichen statistischen Gruppe gehörig charakterisieren. Von wesentlichem Einfluß auf die Größe des entstehenden Schadens ist z. B. die Konstruktion der Zwischenwände, der Geschoßdecken, der Treppen, der Schutz aller dieser Teile gegen eine direkte Einwirkung des Feuers, ferner sind es Umstände, die in den persönlichen Eigenschaften des Benützers ihren Ursprung haben, ob derselbe z. B. seinen Hausstand ordentlich führt, es nicht duldet, daß sich sogenannter Bodenrummel ansammelt, ob er für Sauberkeit auf den Treppen und Fluren sorgt oder es duldet, daß sich dort allerhand ein Feuer schnell weiter leitender Unrat ansammelt u. s. w. Noch viel größere Unterschiede wird man aber bei Gebäuden finden, deren Räume gewerblichen Zwecken dienen, selbst wenn die fraglichen Gebäude in ihrer Bauart hinsichtlich der Größe des zu erwartenden Schadens der gleichen statistischen Gruppe zuzuteilen sein würden. Es kommt da vor allem auf die mehr oder weniger feuersichere Abtrennung der Betriebsräume gegeneinander an, wobei darauf zu achten ist, ob die feuergefährlicheren von denjenigen getrennt sind, in denen weniger feuergefährliche Hantierungen vorgenommen werden. Auch die mehr oder weniger intensive Ausnützung des vorhandenen Raumes, namentlich der Korridore und Treppen, zu Betriebs- und Lagerungszwecken ist auf die Ausbreitung eines Feuers von wesentlichem Einfluß.

Endlich wirkt auf diesen Umstand die Güte etwaiger Lösch-einrichtungen ein, also das Vorhandensein oder Nichtvorhandensein einer gut organisierten Feuerwehr. Kurz es sind bei der Beurteilung des Schadens, der bei einem in Versicherung zu nehmenden Objekte entstehen kann, so viele Umstände zu berücksichtigen, die für die zu treffende Entscheidung von wesentlicher Bedeutung sind, daß es kaum gelingen wird, eine hinreichende Zahl von Objekten zu statistischen Gruppen zusammenzufassen, von denen man annehmen dürfte, daß die in derselben Gruppe vereinigten Objekte in Bezug auf diese Gesichtspunkte als unter sich gleichartig anzusehen sind.

Alle diese vorerwähnten Umstände haben aber das gemeinsam, daß sie erkennbar und in ihrer Wirkung auf die Verbreitung eines Feuers durch eine Besichtigung feststellbar sind. Bei einiger Übung

wird es den von den Versicherungsanstalten beauftragten technischen Beamten wohl möglich sein, durch eine Besichtigung sich ein Bild davon zu machen, welchen Umfang ein entstandenes Feuer in dem der Beurteilung unterliegenden Einzelfall voraussichtlich erlangen wird. Es gehört dazu allerdings ein in der Beurteilung solcher Dinge geübtes Auge. Die häufige Besichtigung von Brandstellen, namentlich unter Beachtung der seinerzeit bei der Prämienfestsetzung gemachten Voraussetzungen, wird den Betreffenden aber dazu dienen, ihren Blick und ihr Urteil in der gewünschten Richtung zu schärfen, sie werden dadurch bald sehr wohl in der Lage sein, eine durchschnittlich zutreffende Annahme über die Verbreitung eines Feuers zu machen.

Die Schätzung des durch die angenommene Ausbreitung des Feuers zu erwartenden Schadens wird dann an Hand einer guten Gebäudeschätzung keine Schwierigkeiten mehr machen, namentlich wenn die Gebäudeschätzung, wie das z. B. bei der Hamburger Feuerkasse der Fall ist, detaillierte Angaben über die Werte der Einzelarbeiten des Bauwerkes enthält.

Aus dem Vorstehenden kann wohl gefolgert werden, daß man gut tut, den Versuch zu unterlassen, die Höhe des aus einem gegebenen Gebäude im Falle eines Brandes zu erwartenden Schadens statistisch nachzuweisen, daß man aber sehr wohl in der Lage ist, diesen Wert „S“ im Einzelfall zu schätzen und daraus den Quotienten $\frac{S}{W}$ zu bilden.

Es bleibt dann für die Feststellung durch die Statistik nur noch die Zahl n übrig. Also die Zahl, welche angibt, unter wie vielen Gebäuden gleicher Art in jedem Jahr einmal ein Brand zu erwarten ist. Diese Zahl hängt von Zufälligkeiten ab, deren Eintritt dem einzelnen Objekte nicht angesehen werden kann, deren Feststellung deshalb nur auf Grund einer Statistik möglich ist.

Die Frage, nach welchen Arbeitsmethoden eine solche Statistik zu gestalten ist, dürfte mit dem Hinweis auf die für statistische Arbeiten fast allgemein eingeführte Methode der Zählkarten zu beantworten sein. Man müßte also die zu versichernden Objekte auf Zählkarten eintragen, die diejenigen Angaben enthalten, welche eine Klassifizierung des betreffenden Objektes für die Statistik ermöglichen.

In gemeinsamer Arbeit der sich zur Führung einer solchen Statistik zusammenschließenden Versicherungsanstalten wären zunächst Bestimmungen über die Gruppenbildungen festzustellen. Für die Abgrenzung der Gruppen würde die Entstehungsursache der Brandschäden maßgeblich sein, die man der betreffenden Gruppe zur Last legen will. Alle Gebäude, die nach ihrer Eigenart die Merkmale an

sich tragen, welche die Entstehung eines Feuers aus der der betreffenden Gruppe zugrunde gelegten Ursache wahrscheinlich macht, wären in diese Gruppe der Statistik einzutragen. Es ist dabei aber noch zu berücksichtigen, daß gewisse Brandursachen, wie z. B. Blitzschlag, Brandstiftung etc., allen Gebäuden gleichmäßig anhaften, daß man also, um die aus solchen Ursachen entstandenen Brandfälle registrieren zu können, genötigt sein würde, *alle* vorhandenen Gebäude der Statistik zu unterwerfen.

Das würde aber wohl zu weit führen und da auch ein Bedürfnis zur Ermittlung des Risikos des massiven, hartbedachten Wohnhauses, ohne jedes das Risiko erhöhende Merkmal, durch eine gemeinsam zu führende Statistik umsoweniger vorhanden sein wird, als für dieses wohl jede Versicherungsanstalt schon eine feststehende Prämie hat und bei der großen Zahl derartiger Gebäude auch in der Lage ist, die Richtigkeit *dieser* Prämie durch eine eigene Statistik zu prüfen, so wird man diese Gebäude von der gemeinsam zu führenden Statistik ganz ausschließen und letztere auf diejenigen Gebäude beschränken können, die nach ihrer Bauart oder nach ihrer Zweckbestimmung ein über das normale, hartbedachte Wohnhaus hinausgehendes Risiko darbieten. Brandfälle an solchen Gebäuden, die aus den vorerwähnten, von der Eigenart des Gebäudes unabhängigen Ursachen entstehen, würde man in der Gruppe beziehungsweise in den Gruppen zu registrieren haben, in die das vom Brande betroffene Gebäude nach seiner Eigenart eingereiht ist.

Für die nach diesen Grundsätzen der Statistik zu unterwerfenden Gebäude wären Zählkarten auszuschreiben, welche über alle für die Klassifizierung maßgebenden Umstände Aufschluß geben. Gebäude mit mehreren gewerblichen Betrieben würden danach unter Umständen in mehrere der zu bildenden Gruppen einzufügen sein, was durchaus unschädlich für das Ergebnis ist, weil die Statistik ja nur nachweisen soll, wie häufig ein Feuer in Gebäuden ausbricht, welche die für die betreffende Gruppe festgesetzten Erkennungsmerkmale an sich tragen. Daneben würden für die so gebildeten Gruppen die entstandenen Brände zu registrieren und in jedem Jahr festzustellen sein, wie viel Brände in den Gebäuden der betreffenden Gruppe entstanden sind. Wird dann mit G die Anzahl der in der Gruppe enthaltenen Gebäude und mit B die Anzahl der in einem Jahre in derselben Gruppe aus den der Gruppe charakteristischen, sowie den allen Gebäuden gemeinsamen Ursachen entstandenen Brände bezeichnet, so ist:

$$n = \frac{G}{B}.$$

In Bezug auf die Brände, mit denen man die betreffende Gruppe zu belasten hat, ist natürlich darauf zu achten, daß dafür allein die Entstehungsursache maßgeblich ist, einschließlich derjenigen Brände, welche aus Ursachen entstehen, die bei allen Gebäuden vorkommen, daß aber die Berücksichtigung aller der Umstände auszuschließen ist, die auf die größere oder geringere Verbreitung des Feuers von Einfluß gewesen sind. Ist z. B. in einem Etagenwohnhaus im Dachgeschoß eine Buchdruckerei untergebracht und es hat ein durch Gardinenbrand in einer Wohnung entstandenes Feuer die Buchdruckereiwerkstelle mitergriffen und dadurch einen umfangreichen Dachstuhlbrand erzeugt, so ist der Brandfall in der Gruppe der Etagenmiethäuser zu registrieren, beziehungsweise ganz unberücksichtigt zu lassen, wenn, wie vorstehend vorgeschlagen, die normalen hartbedachten Wohnhäuser von der statistischen Behandlung ausgeschlossen werden sollen. Bei der Berechnung der Prämie ist aber der Schaden für ein in der Buchdruckerei ausbrechendes Feuer unter Berücksichtigung des Umstandes zu schätzen, daß durch dasselbe der Dachstuhl mitgefährdet wird.

Da man es bei dieser Statistik innerhalb der einzelnen Gruppen nur mit 2 Zahlen zu tun hat, nämlich der Anzahl der in die betreffende Gruppe gehörenden Gebäude und der Anzahl der in denselben entstandenen Brände, so wird die Führung dieser Statistik verhältnismäßig leicht und wenig kostspielig sein, denn es läßt sich bei der Aufnahme der Versicherung die Ausfertigung der Zählkarte leicht bewerkstelligen und nach derselben wäre das Gebäude in diejenigen Gruppen einzurangieren, auf die der Inhalt der Zählkarte es verweist. Um die Statistik einfach zu gestalten, wird es zweckmäßig sein, die im Laufe eines Jahres aufzunehmenden Gebäude erst im folgenden Jahre in der betreffenden Gruppe mitzuzählen, dagegen die im Laufe eines Jahres ausscheidenden Gebäude erst im folgenden Jahre zu streichen.

Brandschäden an solchen Gebäuden würden entsprechend zu behandeln sein.

Die größte Schwierigkeit für die Einführung der vorskizzierten Statistik würde wohl die richtige Abgrenzung der Gruppen verursachen. Da auch gerade die gefährlicheren Gruppen innerhalb der einzelnen Versicherungsanstalten zu wenig Objekte aufweisen werden, um daraus brauchbare Ergebnisse zu erhalten, so wird es erforderlich sein, daß sich die Versicherer zu gemeinsamer Führung der Statistik, etwa innerhalb der Landesgrenzen vereinigen. Ob es dabei gelingen wird, sich über die Gruppenbildung zu einigen, hängt von einem Versuche ab. Man wird sich da gegenseitig Zugeständnisse machen müssen, um zu einem Resultat zu kommen. Die Erreichung des angestrebten

Zieles. auf diesem Wege zu einer sicheren Unterlage für die Prämienberechnung wenigstens für die Immobilienversicherung zu kommen. ist für alle dabei Interessierten so wünschenswert, daß man auch dafür einige Opfer nicht scheuen sollte.

Bei der Bildung der Gruppen muß man sich vor zu weit gehender Teilung hüten, denn dadurch wachsen die Kosten der Statistik erheblich, und da auch kleinere Versicherungsanstalten und Verbände zur Mitarbeit herangezogen werden müssen, so wird man auf die Kosten weitestgehende Rücksicht nehmen müssen, weil sonst überhaupt kein Resultat zu erwarten ist.

Grundsatz für die Führung der Statistik sollte aber sein, daß man sich dabei auf die Ermittlung der Häufigkeit der Brandentstehung beschränkt, die Feststellung der Größe des zu erwartenden Schadens aber im Einzelfall einer Schätzung überläßt.

Die Ursache für die relative Ergebnislosigkeit aller bisher geführten Statistiken der Feuerversicherer erblicke ich in dem Umstand, daß man durch Gegenüberstellung der Schäden und der versicherten Summen heterogene Dinge durch die Statistik hat erfassen wollen, was natürlich kein Ergebnis liefern kann. Beschränkt man sich in dem Ziel, das man durch die Statistik erreichen will, auf das im vorstehenden näher umgrenzte Maß, so wird sich auch ein die Arbeit lohnender Erfolg erwarten lassen.

X. — B.

Über die Prinzipien einer Feuerschaden-Statistik.

Von Dr. W. H. A. Elink-Schuurman, Hilversum.

Das Bedürfnis nach Harmonie und nur dieses drängt zur Lösung der Frage: wie ein methodisches, dem exakten Vorgehen bei der Lebensversicherung entsprechendes statistisches Verfahren auszubilden wäre, welches die Feuerversicherungsprämien beherrschen sollte? Denn die praktische Bedeutung dieses Problems wird angezweifelt und ist geringer wie die der richtigen Ausgestaltung der Lebensversicherungsprämien. Diese werden mit jedem Versicherungsnehmer für eine Reihe von Jahren unabänderlich vereinbart; während jene, sobald eine notwendige Revision stattgefunden hat, sofort in ihren neuen Sätzen auf die bestehenden Polizzen angewandt werden können, weil die Brandversicherungsprämie immer nur dem Risiko innerhalb eines einzigen Jahres entspricht.

Die versicherungstechnische Forderung für jeden Versicherungszweig, daß richtige, exakt berechnete Prämien unbedingt notwendig sind, damit die Gleichheit der Leistung und Gegenleistung nicht nur für das ganze Geschäft, sondern auch für jede Kategorie von Versicherten erreicht wird, sie möge theoretisch richtig und die Vorbedingung eines guten Erfolgs sein, ihre Bedeutung drängt sich den leitenden Personen nicht so anhaltend auf, wie die Vorteile der Geschäftsgewandtheit, der Konkurrenzfähigkeit, kurz aller kaufmännischen Tugenden. Diese zeigen sich ihnen tagtäglich; jene Schlüsse wissenschaftlicher Betrachtungen kommen aber nur im Laufe der Zeit zu Tage.

Dieser Sachverhalt hat nun die Lage geschaffen, daß Träger der Feuerassekuranz, sowohl öffentliche Sozietäten wie private Gesellschaften im allgemeinen auf solide Weise und sogar vorzüglich geleitet werden, ohne daß die Tarife den theoretischen Grundsätzen

der Gleichheit von Leistung und Gegenleistung auch nur im mindesten gerecht werden!

Es ist der Forschungstrieb der Wissenschaft, der jetzt das unbetretene Terrain zu erschließen hofft.

Daß die exakte Berechnung von Brandversicherungsprämien unmöglich wäre, ist von vornherein unwahrscheinlich; doch ist diese Behauptung öfters vernommen worden. Der Einfluß der vorsätzlichen Brandstiftung und, allgemeiner, des willkürlichen Eingreifens der Versicherten wäre zu groß! Die steten Wechsel in den Einrichtungen der Betriebe und in den Leistungen der Feuerverhütung und Feuerbekämpfung sollen ein Hemmnis bilden! Die Abstufungen der Schäden dem Umfange nach, ein Moment, das bei der Lebensversicherung unbekannt ist, sollen das Problem zu verwickelt machen!

Diese Bedenken dürfen nicht außer acht gelassen werden, doch berühren sie die prinzipielle Frage nicht; sie können uns nur warnen vor zu hoch gespannten Erwartungen; und sie mahnen uns, den Nutzen für die Praxis der Versicherung beim Stecken des Zieles nicht außer acht zu lassen.

Über den Einfluß der wissenschaftlichen Forschung und ihrer Resultate auf das Verhalten der Praxis kann man nichts voraussagen. Es ist denkbar, daß die von der Brandversicherung seit Jahrzehnten betretenen Bahnen zu sehr mit dem Wirtschaftsleben verwachsen sind, und dieses beeinflußt haben, daß ihre Tarife, wenn auch unrichtig, jetzt noch ungeändert werden können nach diesen künftigen Ergebnissen der Forschung. Die Verhältnisse sind zwar bei den einzelnen Völkern sehr verschieden, aber der praktische Nutzen und die Durchführbarkeit der exakt zu berechnenden Prämien sind vielleicht, wenn auch nicht überall, doch wenigstens hier und dort, wo es am meisten not tut, eine Rolle zu spielen bestimmt.

Fassen wir erst die Schwierigkeiten ins Auge, die sich an eine ausführliche Brandschadenstatistik knüpfen. Ich lasse als solche die absichtliche Verschwiegenheit, die bei vielen Gesellschaften zum System geworden ist,¹⁾ nicht gelten. Ich setze voraus, daß die Organe, welche in unserer modernen Gesellschaft die Feuerversicherung betreiben, auf die Dauer einen derartigen Standpunkt aufgeben werden; gezwungen entweder durch die öffentliche Meinung, oder durch einen verstärkten Einfluß der Interessenten, i. e. der Versicherten, auf die Geschäftsführung, oder durch direkten Zwang des Gesetzes. Wo das Material

¹⁾ Die Klage in der Preußischen Brandschadenstatistik des königl. Preußischen Statistischen Bureaus, „Statistik der Brände im Preußischen Staate“, 1906, Seite 454, gibt davon ein Beispiel.

noch fehlt, wird es hoffentlich einmal zur Verfügung stehen und wir lassen das Wie und Wann außer Betracht.

Dem vorwiegend praktischen Sinne der Engländer entsprechend, hat, soweit uns bekannt ist, die Schadenstatistik der englischen Gesellschaften nur das Verhältnis von Schäden zu erzielten Prämien festzusetzen versucht; man wollte wissen, auf wie viel Pfunde und Schillinge der Geschäftsgewinn oder Verlust für die verschiedenen Gattungen von Risiken sich bezifferte. Dieses genau zu erfassen, soll erst seit den Achtziger Jahren das Bestreben englischer Gesellschaften geworden sein.

Eine bessere Grundlage wird jedoch gewonnen, wenn den Schäden die Werte der Versicherungsobjekte gegenübergestellt werden. Die Gründe sind:

1. Bei dem ersten Verfahren werden die nicht versicherten Besitztümer außer Betracht gelassen, was nicht logisch ist und das Resultat lückenhaft macht. Ihre Zahl ist bedeutend, z. B. ist in vielen Ländern alles Staatseigentum unversichert.
2. Die Beträge an Prämien sind nicht, ähnlich wie die Versicherungswerte selbst, der Urgrundstoff des Problems und nur wo die privatrechtlichen Bestimmungen in den Polizzen eine weitverbreitete Unterversicherung veranlassen, z. B. in England und in Amerika, wo eine Versicherungssumme, die unter dem Werte ist, nicht verhindert, daß jeder Schaden bis zur vollen Versicherungssumme vergütet wird, kann man die Versicherungssummen nicht verwenden.
3. An der Beschaffung eines einheitlichen Materials können viele Anstalten auf Gegenseitigkeit sich nur dann beteiligen, wenn die Versicherungswerte die Grundlage bilden; ich denke an die Gesellschaften mit reinem Umlageverfahren, welches System in den Niederlanden noch das allgemein übliche ist.
4. Die berühmte preußische Brandschadenstatistik hat seit 25 Jahren die versicherten Werte, nicht die Prämien dargelegt.

Welchen Wert haben nun die Zahlen A der Versicherungsobjekte, und B der Schäden schon ohne andere Angaben für die Statistik? Letztgenannte Zahl kann wertvolle Schlußfolgerungen gestatten, wenn man verschiedene Gegenden in dieser Hinsicht untereinander vergleicht, oder wenn man zur Beurteilung der Wirksamkeit einer Feuerwehr die Zahl der Großfeuer zur Zahl aller Fälle in Beziehung setzt. Für den Zweck einer exakten Prämienberechnung genügen diese Zahlen aber keineswegs. Dazu sind vielmehr absolut notwendig: 1. der Umfang jedes Versicherungsobjektes und 2. das genaue Maß der Ausdehnung eines jeden Feuers. Daß eine versicherte Sache im Werte von 300.000 Mark ein gefährlicheres Objekt ist, wie 1000 ähnlich beschaffene, jede im

Werte von 3000 Mark, leuchtet ein. Nicht nur ist das erstgenannte das weniger gewünschte vom Standpunkte einer Versicherungsgesellschaft, weil es in seiner relativen Seltenheit die Regelmäßigkeit des Jahreserfolgs stärker bedroht, wie die große Zahl gleich gearteter kleinerer Objekte, auch an sich ist die Feuergefährlichkeit oder der Wert der Schadensversicherung in dem größeren Objekte die größere. Dieses ist in den letzten Jahren u. a. in der Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft von Professor Dr. v. Savitsch betont worden; die größere Schadenserwartung ist für abstrakte Fälle mathematisch beziffert worden.

Es gibt Kategorien von Betrieben, bei denen der Versicherungswert einen einfachen und zugleich gut verwendbaren Maßstab bietet für eine Untereinteilung, welche auf wesentliche Unterschiede in der Feuergefährlichkeit Rücksicht nimmt. So sind z. B. die großen landwirtschaftlichen Betriebe wesentlich von den kleinen, etwa im Werte unter 25.000 Mark, verschieden und zwar in ungünstigem Sinne. Die Statistik wird sich somit mit der Größe der Versicherungsobjekte befassen müssen.

Die Kenntnis der einzelnen Schäden und ihres Umfangs im Verhältnis zu dem jedesmaligen Werte des Objekts ist von großer Bedeutung, weil die Berechnung der Schadenserwartung für irgendwelche Kategorie von Risiken gestützt sein muß auf eine genaue Abmessung der Wahrscheinlichkeit a posteriori des Eintretens von Schadensfällen verschiedenen Umfangs. Der Einfluß der automatischen „Sprinklers“ wird am besten charakterisiert durch eine Vergleichung des mittleren Prozentsatzes der Schäden an auf diese Weise geschützten Risiken mit ungeschützten. Schon dieser mittlere Prozentsatz bietet auch zur Vergleichung anderer Risikengattungen wichtiges Material. Es wird z. B. leicht nachweisbar sein, daß auf dem Lande dieser Satz bedeutend höher ist wie in den Städten, und dieser Unterschied rührt von der rascheren Alarmierung der Feuerwehr her.

In der Kategorie der industriellen Risiken bildet die große Mannigfaltigkeit der Betriebe für die praktische Ausgestaltung der Statistik eine Schwierigkeit. Ihre Zahl ist übergroß und wächst stets. Die Unterschiede sind nicht immer scharf. Öfters befinden sich verschiedenartige Betriebe zusammen in einem Gebäude. Diese Bedenken gelten besonders für die Großstädte. Die Statistik soll deshalb sich nur mit Gruppen von Betrieben befassen, ungefähr wie diese in mehreren Ländern in der Gewerbeordnung gebildet sind. Das rasche Einschreiten der Feuerwehr in den größeren Städten und der Umstand, daß in gewissen Kreisen der Feuerversicherung weniger Wert gelegt wird auf die Kenntnis des Ortes, wo bewegliches Gut sich befindet (Frei-

züglichkeit. Außenversicherung), alles deutet darauf hin, daß die Statistik sich nicht zu sehr in Details verlieren soll.

In den Städten können diese Hauptkategorien unterschieden werden:

Wohnhäuser, auch wenn mit Läden im Erdgeschoß, oder mit anderen Geschäftslokalen, wie Bureaus (1),

Läden, deren Grundfläche eine bestimmte Grenze überschreitet (2). Industrielle Betriebe eventuell mit den dazu gehörigen Wohnungen.

[Diese in gewisse Hauptgruppen eingeteilt] (3).

Gasthäuser aller Art (4).

Speicher (5).

Kirchen (6).

Theater (7).

Schulen (8).

Gebäude, die der öffentlichen Verwaltung dienen; Museen u. d. (9).

Eisenbahnbetrieb (10).

Verschiedenes (11).

Je kräftiger die Hilfe der Feuerwehr ist, um so geringer wird die praktische Bedeutung, welche verschiedene Grade der Feuergefährlichkeit für die Gebäude haben. Nur der Umstand, daß vorwiegend sehr brennbares Material angehäuft ist (z. B. bei Drogisten), und der andere, daß ein Gebäude außergewöhnliche Dimensionen ohne innere, die Verbreitung eines Feuers hemmende Konstruktionen hat (Warenhäuser), bieten jetzt noch genügenden Grund für eine Trennung der Kategorien 1 und 2. Auch außerhalb der Großstädte ist eine Tendenz, die Wasserleitung, die telephonische Alarmierung und die Berufsfeuerwehr einzuführen, wodurch auch für kleinere Städte die Bekämpfung des Feuers kräftiger werden kann, und wo es durchgeführt ist, muß die Beschränkung der Zahl der Kategorien auch eintreten.

Die Unterschiede der allgemeinen lokalen Verhältnisse sind von größerer Bedeutung, wie eine sehr ausführliche Einteilung der Risiken nach Gattungen. Von diesen allgemeinen Verhältnissen sind vor allem wichtig die Baupolizei, die Feuerwehr, die ortsübliche Bauart der Häuser, das Klima, die sittlichen Eigenschaften der Bevölkerung (Rohheit, Trunksucht, Brandstiftungen). Die Statistik der Feuerschäden soll deshalb jede größere Stadt getrennt halten, und solche Gruppen von kleineren Städten derselben Provinz oder desselben Landes, welche dieselben allgemeinen Charakterzüge besitzen. Die Tüchtigkeit der Feuerwehr ist deshalb von so großer Bedeutung, weil sie präventiv den vorsätzlichen Brandstiftungen vorbeugt, indem sie die gänzliche Vernichtung der Spuren der Missetat unwahrscheinlich macht.

Auf dem Lande kommen einige bestimmte, getrennt zu behandelnde Kategorien noch zu den obgenannten:

Mühlen (12),

Gartenbau (13),

Landwirtschaft und Landarbeiten (14).

In manchen Gattungen von industriellen Betrieben (Kategorie 3) wird man nur richtig urteilen können, wenn man die Statistik eines ganzen Landes soviel wie möglich zusammenwirft. Denn für diese Risiken ist die Bedeutung der Feuerwehr und der übrigen allgemeinen örtlichen Verhältnisse eine geringere und überdies ist die Zahl der Risiken öfters zu gering, um Schlüsse ziehen zu können, wenn man nur die Statistik besonderer Städte oder Städte-Gruppen ins Auge fassen wollte.

Die Statistik der Schäden soll für das Land die Unterscheidung der genannten Hauptkategorien nach Unterarten am weitesten durchführen. Denn hier ist das Einschreiten der Feuerwehr schwächer.¹⁾ daher die Unterschiede der Betriebe hinsichtlich ihrer Feuergefährlichkeit von größerer Bedeutung.

Die Rücksichtnahme auf den Betrieb ist hier auch deshalb besser tunlich und zuverlässiger, weil seltener mehrere Betriebe in einem Gebäude untergebracht sind.

Dabei wäre eine Einteilung der Ergebnisse nach Ortschaften auch wegen des geringen Umfanges derselben unnütz.

Die statistischen Erhebungen haben für die Feuerversicherung nur dann praktischen Wert, wenn sie regelmäßig fortgesetzt werden und wenn doch das Schema sich ohne Schwierigkeit ändern läßt, sobald Veränderungen der Technik dieses notwendig machen; als Beispiele führen wir an die Einführung der Baumwolle in die Wollspinnereien oder die Verbreitung der Blitzableiter auf Bauergehöften. Untergattungen von Gruppen sollen ohne Schwierigkeit geschaffen werden können.

Das Registrier-System, bekannt als Karten-System, verspricht bei der Durchführung gute Dienste. Die statistische Behandlung des Materials erfordert aber auch die Mitarbeit von mit der Industrie und den übrigen Gewerben vertrauten Personen.

Wenn auch auf die Einteilung in einzelne Gruppen in diesem Berichte verzichtet werden muß, ein sehr wesentlicher, jedoch zu wenig betonter Unterschied muß scharf in das Auge gefaßt werden.

¹⁾ Die preußische Brandschadenstatistik weist für den Zeitraum 1881 bis 1905 auf:

für das Land	2.72 ‰	pro Einwohner jährlich,
„ die Städte	1.86 ‰	„ „ „

Es ist der Unterschied in bewegliches und unbewegliches Gut. Denn die Ergebnisse sind für beide Kategorien sehr verschieden.¹⁾

In den Städten wird fast ausnahmslos jedes Feuer von der Feuerwehr so kräftig und rasch bekämpft, daß das betroffene Gebäude nur teilweise zerstört wird: aber während das Gebäude nur partiell, ja sogar nur ganz wenig beschädigt ist, kann schon ein sehr bedeutender Verlust an beweglicher Habe verursacht sein, sei es durch Wasser oder Rauch, durch Vermischung der Waren oder durch Diebstahl.

Wo die Feuerwehr weniger kräftig ist, wird dieser Unterschied geringer, denn dort werden auch die Gebäude oft schwer beschädigt werden. Schließlich, wo keine organisierte Feuerwehr ist, an vielen Stellen auf dem Lande, wird man sehen, daß die Hilfeleistung sich beschränkt auf das Ausräumen der beweglichen Habe, oft mit gutem Erfolg. Auch ist deren Wert dort verhältnismäßig ein geringer; Vieh, Getreide, u. s. w. sind je nach der Jahreszeit oft nicht einmal in den Gebäuden vorhanden. Diese selbst hingegen werden sehr oft bis auf die Grundmauern zerstört. Daher verhalten sich die genannten zwei Kategorien, was die Schwere der Verluste anbetrifft, sogar entgegengesetzt in den Großstädten und auf dem Lande.

Die Wirkung des Nachbargebäudes ist natürlich ein sehr wesentlicher für die Gefährdung eines bestimmten Objektes. Meiner Meinung nach soll die Statistik sich aber nicht damit befassen. Bei der Feststellung der Prämien wird man immer und unvermeidlich mit hundert Einzelheiten rechnen müssen, an welchen die Statistik der Schäden vorübergehen muß. Nehmen wir den Tarif der Buchdruckereien, der Holzbearbeitung oder irgend einen; die Einzelheiten, welche dort beobachtet werden, sind so verschieden und so subtil, daß die Messungen der statistischen Erhebungen uns dabei ganz und gar im Stiche lassen würden. Diese detaillierten Tarife haben den ganz bestimmten Zweck, die Eigentümer zur Ausbesserung ihrer Einrichtungen anzuregen durch Ermäßigungen und Erhöhungen der Prämien. Die Beurteilung dieser Unterschiede innerhalb einer bestimmten Kategorie verbleibe also dem Assekuradeure. Ebenso steht es mit dem Einfluß des Nachbargebäudes: für die Statistik kommt er nicht in Betracht.

Nur sollen diejenigen Feuersbrünste von ihr besonders erwähnt werden, welche eine größere Ausbreitung erlangt haben, jedoch ohne besondere Rücksichtnahme auf den genauen Gesamtwert der vernichteten Besitztümer und nur um die Gefahr ungenügender Baukonstruktionen, wie Strohdächer, Fachwerkbau u. s. w. fortwährend

¹⁾ Ein auffallender Unterschied herrscht zwischen den deutschen öffentlichen Anstalten und dem englischen Versicherungswesen; im letztgenannten gelten für Mobilien und Immobilien durchwegs dieselben Sätze.

zu betonen. Es handelt sich dabei aber nicht um die Frage des Einflusses eines bestimmten, gefährlichen Nachbargebäudes.

Im vorhergehenden sind die allgemeinen Gesichtspunkte für die Einrichtung einer Schadenstatistik genannt.

Einige Zahlen, welche besonderen Erhebungen entnommen sind, führe ich in der umstehenden Tabelle A an.

Zur Erläuterung dieser Tabelle diene folgendes:

Die Gesellschaft ist ein privater Gegenseitigkeitsverein, gegründet 1850; nach Schätzung der Direktion sind ungefähr vier Fünftel aller der Feuerversicherung überhaupt zugänglichen Werte bei ihr versichert. Ihren Arbeitskreis bildet die Stadt Leenwarden.

Leenwarden ist ehemalige Residenz der friesischen Statthalter; es zählt 35.000 Einwohner und hat wenig Industriearbeiten. Die Bauart der Häuser ist durchaus solide. Zahlreiche Gräben können die Feuerspritzen, deren es 12 von moderner Konstruktion gibt, mit Wasser versorgen. Daneben bildet die Hochdruckwasserleitung ein zweites, unabhängiges Löschsystem. Druck in der Stadt 22—28 Meter, Hydranten durch die ganze Stadt mit einer Entfernung von 60 Metern, die Rohre haben 80 cm Durchmesser als geringstes Maß. Kosten der Feuerwehr \pm fl. 6500— jährlich; Mannschaft zählt ungefähr 100; wird von der Stadt für ihre Dienste gehörig bezahlt. Die Umstände sind zur Bekämpfung des Feuers sehr günstig.

Die gesamten Versicherungssummen der Gesellschaft waren am 1. Mai rund 60,800.000 Mark.

Die Zahlen der absoluten Jahresschäden sind von mir dem Schadenregister entnommen; die ‰ -Sätze beziehen sich auf die gesamten Versicherungssummen in jeder der 3 Kategorien am Schlusse des Geschäftsjahres.

Aus der Tabelle geht hervor:

Die Schäden an Gebäuden sind im Durchschnitt nur 0.133‰ .

Die Schäden an beweglichem Gute sind im Durchschnitt 0.369 und 0.339‰ .

Die Regulierungskosten sind nicht mit inbegriffen.

Die Schwankungen der Jahresschäden sind in der Kategorie der „Waren“ viel bedeutender, wie in den beiden anderen Kategorien; sie rühren nicht von Differenzen in der Anzahl der Fälle her, sondern von den großen Unterschieden in den durchschnittlichen Beträgen pro Fall von einem Jahre zum anderen.

Tabelle A.

Onderlinge Brandwaarborg-Maatschappij voor de
Gemeente Leenwarden.

(Gegenseitige Feuerversicherungskasse für die Stadt Leenwarden.)

Verhältnis der Schäden zu den Versicherungssummen in den Jahren
1888—1907.

Versicherungssummen am 1. Mai 1888 an Gebäuden fl. **12.686.245**
.. Mobiliar .. **3.972.835**
.. Waren .. **3.352.275** fl. **20.011.355**

Versicherungssummen am 1. Mai 1907 an Gebäuden fl. **23.156.520**
.. Mobiliar .. **7.156.544**
.. Waren .. **6.176.190** fl. **36.489.165**

Geschäfts- jahr Schluß 1. Mai	Jahresschäden an Gebäuden		Jahresschäden an Mobiliar		Jahresschäden an Waren	
	Absolut, in Gulden	Relativ, in $\frac{1}{100}$ der Versicher.- Summen	Absolut, in Gulden	Relativ, in $\frac{1}{100}$ der Versicher.- Summen	Absolut, in Gulden	Relativ, in $\frac{1}{100}$ der Versicher.- Summen
1888	526	0.041	3.163	0.790	262	0.077
1889	1.690	0.126	2.514	0.610	369	0.108
1890	1.797	0.129	1.719	0.399	347	0.096
1891	1.139	0.080	501	0.114	1.771	0.480
1892	1.518	0.104	1.414	0.321	789	0.202
1893	549	0.036	398	0.088	641	0.160
1894	3.959	0.255	627	0.133	675	0.168
1895	2.345	0.147	1.085	0.221	684	0.167
1896	424	0.026	580	0.116	40	0.009
1897	1.111	0.066	1.814	0.349	1.279	0.312
1898	5.038	0.291	5.748	1.064	17.906	4.263
1899	974	0.054	2.674	0.486	244	0.057
1900	419	0.023	538	0.096	477	0.104
1901	539	0.029	577	0.099	46	0.009
1902	1.575	0.082	970	0.162	758	0.154
1903	1.368	0.069	4.343	0.700	448	0.088
1904	2.100	0.102	5.207	0.801	2.272	0.429
1905	17.703	0.812	3.661	0.538	5.716	1.039
1906	2.385	0.106	1.319	0.188	14.928	2.574
1907	3.066	0.132	776	0.108	1.050	0.170

Im Durchschnitt der Jahre 1888—1907:

Jahresschäden an Gebäuden **0.133 $\frac{1}{100}$** der Versicherungssummen.

.. .. Mobiliar **0.369 $\frac{1}{100}$**

.. .. Waren **0.339 $\frac{1}{100}$**

Im Schadenregister fehlte bei jedem Posten die Versicherungssumme; wäre diese angegeben gewesen, dann könnte ich näheres vom relativen Umfange der Einzelschäden mitteilen; sie für jeden Fall in den Büchern nachzuschlagen, wäre ohne großen Zeitaufwand untunlich gewesen. Aber auch schon diese einfache Statistik bietet zur richtigen Prämienbemessung einen Anhalt. Die Gesellschaft schließt sehr gefährliche industrielle Etablissements, wie Sägereien u. a. von ihrem Betriebe aus. Von den oben von mir vorgeschlagenen 11 Gruppen von Risiken sind wahrscheinlich einige im Portefeuille dieser einzelnen Anstalt zu schwach vertreten, um Schlüsse zu rechtfertigen; in anderen dagegen, z. B. den Gruppen 1 bis 4 und 8 bis 9, sind die versicherten Objekte und die Schadenfälle genügend zahlreich. Indem man die Resultate von mehreren Städten von ungefähr derselben Größe und mit ungefähr denselben allgemeinen Verhältnissen zusammenwirft, wie schon anempfohlen wurde, kann man auch für die übrigen Gruppen, 5 bis 7 und 10 bis 11, auf diese Weise praktisch anwendbare Resultate erhalten.

Wollte man aber die Gruppen weiter einteilen, z. B. Gruppe 1 nach der Zahl der das einzelne Haus bewohnenden Familien oder Gruppe 2 nach der Art des Geschäftes, dann wäre eine zu große Zersplitterung des Zahlenmaterials zu befürchten. Die Statistik würde auch weniger zuverlässig werden; denn nicht jede Änderung der Art des Betriebes kommt dem Versicherer des Gebäudes zur Kenntnis, wenn damit keine besondere Feuergefährlichkeit verbunden ist.

In der Hauptsache muß man deshalb die Merkmale für die Hauptgruppen und die Unterteilungen in baulichen Eigentümlichkeiten der Versicherungsobjekte suchen. Bei den Warenhäusern und den größeren Läden z. B., scheint mir die Grundfläche oder das Kubikmaß des Gebäudes ein besseres Kennzeichen, wie die Zahl der beschäftigten Personen, obwohl mit dem Wachsen beider die Gefahr, wie schon erwähnt wurde, steigt.

* *

In der nachstehenden Tabelle B führe ich ein Beispiel von prozentuell berechneten Schäden an. Die Untersuchung ist *speziell für diesen Bericht* von mir begonnen worden und mit der Ausfüllung der Zählkarten wurde ein zuverlässiger Bautechniker beauftragt.

Sie bezieht sich auf alle diejenigen in Amsterdam in den Monaten Juni und Juli 1908 gemeldeten Brandfälle, welche laut den Berichten der Feuerwehr von ihr eingeteilt wurden in eine der Rubriken:

a) Die Schornsteinbrände;

Tabelle B.

Verzeichnis der bei der Feuerwehr in Amsterdam gemeldeten Schäden
im Juni und Juli 1908.

Rubrik α				Rubrik β			
Lauf. Nr.	Versiche- rungswert des Gebäudes	Umfang des Schadens		Lauf. Nr.	Versiche- rungswert des Gebäudes	Umfang des Schadens	
		Absolut in Gulden	Relativ in ‰ des Wertes			Absolut in Gulden	Relativ in ‰ des Wertes
1	4.500	10	0·22	1	6.000	4	0·06
2	3.000	0	0·00	2	16.000	?	?
3	4.000	0	0·00	3	7.000	0	0·00
4	4.000	0	0·00	4	70	70	100
5	3.000	6·5	0·22	5	3.000	5·5	0·18
6	7.000	12	0·17	6	12.000	11	0·09
7	?	0	0·00	7	8.000	30	0·38
8	?	0	0·00	8	4.000	0	0·00
9	?	0	0·00	9	?	0	0·00
10	5.000	0	0·00	10	3.000	8	0·27
11	?	0	0·00	11	?	0	0·00
12	7.000	5	0·07	12	4.000	36	0·9
13	7.000	0	0·00	13	7.000	25	0·36
14	6.500	0	0·00	14	14.000	88	0·63
15	6.000	0	0·00	15	6.000	11	0·18
16	?	0	0·00	16	7.000	4	0·07
17	6.500	15	0·23	17	22.000	125	0·57
18	?	0	0·00	18	5.000	95	1·90
19	?	0	0·00	19	800	175	21·88
20	?	0	0·00	20	6.500	100	1·50
21	?	0	0·00	21	6.000	5	0·08
22	?	0	0·00	22	7.000	0	0·00
23	?	0	0·00	23	8.000	11	0·14
24	?	0	0·00	24	8.000	8	0·10
25	?	0	0·00	25	20.000	50	0·25
Im Durchschnitt } Rubrik α				26	5.000	0	0·00
				27	?	0	0·00

0·0372‰

Rubrik β				Rubrik β			
Lauf. Nr.	Versicherungs- wert des Gebäudes	Umfang des Schadens		Lauf. Nr.	Versiche- rungs- wert des Gebäudes	Umfang des Schadens	
		Absolut in Gulden	Relativ in ‰ des Wertes			Absolut in Gulden	Relativ in ‰ des Wertes
28	4.000	8	0.20	60	?	0	0.00
29	5.000	12	0.24	61	?	0	0.00
30	6.000	3	0.05	62	6.000	22	0.37
31	6.000	8	0.11	63	7.000	28	0.40
32	8.000	8	0.10	64	?	0	0.00
33	6.000	22	0.37	65	8.000	12	0.15
34	9.000	65	0.72	66	4.000	29	0.73
35	4.000	20	0.50	67	?	0	0.00
36	8.000	14	0.18	68	4.000	18	0.45
37	3.500	130	3.71	69	?	0	0.00
38	8.000	0	0.00	Im Durchschnitt } Rubrik β }			0.27‰
39	4.000	0	0.00	Rubrik γ			
40	7.000	13	0.19	1 2 3 4	14.000	228	1.63
41	?	0	0.00		5.500	638	11.60
42	?	0	0.00		5.000	275	5.50
43	3.000	22	0.73		6.000 ^a	600	10.00 ^a
44	6.000	12	0.20	Im Durchschnitt } Rubrik γ }			5‰
45	5.000	220	4.40	Rubrik δ			
46	6.000	8	0.13	1 2 3 4 5	16.000	397	2.48
47	9.000	4	0.04		10.000	958	9.58
48	4.000	0	0.00		11.000	584	5.31
49	5.000	2	0.04		6.000	70	1.17
50	7.000	3	0.04		12.000	498	4.15
51	3.000	70	2.33	Im Durchschnitt } Rubrik δ }			4.54‰
52	6.000	3	0.05				
53	4.000	8	0.20				
54	6.500	40	0.62				
55	?	0	0.00				
56	?	0	0.00				
57	?	0	0.00				
58	?	0	0.00				
59	?	0	0.00				

- β) Die kleinen Brände, wobei die Flammen nicht nach außen getreten sind;
- γ) Die kleinen Brände, wobei die Flammen nach außen getreten sind;
- δ) Die größeren Brände, wobei die Flammen nicht nach außen getreten sind.

Unberücksichtigt blieben aber die Kategorien:

- ε) Die großen Brände, wobei die Flammen nach außen getreten sind;
- ζ) Brände von großem Umfange oder mit sehr bedeutendem Schaden;

weil hier eine von nur einer einzigen Person ausgeführte Abschätzung wegen der Schwierigkeiten der Schätzung leicht anfechtbar gewesen wäre. Ich mußte mich aus ähnlichen Rücksichten auf die Schäden an den Gebäuden beschränken.

In den Zählkarten mußte der Schaden kurz beschrieben werden, um einen Anhalt zu gewinnen zur Beurteilung, ob bei der Schätzung mit Pünktlichkeit vorgegangen war. Sie mußten enthalten die Länge, Breite und Grundfläche des Gebäudes, die Stockwerke, die Lage (Straße und Nummer) und Angabe darüber, ob die Baupolizei anlässlich der Reparaturen die Verfügung von Ausbesserungen in der Konstruktion beabsichtigte, und über die damit verbundenen Mehrkosten. Meine Absicht ist es gewesen, eine Einsicht zu gewinnen, wie groß — im Verhältnis zum Versicherungswert — durchschnittlich in jeder der genannten Rubriken die Schäden zu bemessen sind. Ich hatte die Vermutung, daß die äußerst kräftige und rasche Hilfe, welche die Feuerwehr hier leistet, einer größeren Ausdehnung in den meisten Fällen vorbeugt.

Für Kategorie ε habe ich einen willkürlichen, durchschnittlichen Prozentsatz, und zwar 80%, was wohl nicht zu niedrig gegriffen ist.

Die durchschnittliche Zahl der Schadenfälle in einem Jahre ist den Berichten der Feuerwehr zu entnehmen. Eine zuverlässige Schätzung des Risikos ist auf diese Weise möglich, weil die Zahl der Gefahrsobjekte, das sind die Gebäude, annähernd bekannt ist (rund 45.000 am 31. Dezember 1906).

Die Rubriken α bis ε haben in den Jahren 1897—1906 im Durchschnitt nachfolgende Zahlen aufzuweisen:

in α	550	pro Jahr
„ β	855·8	„ „
„ γ	45·03	„ „
„ δ	31·08	„ „
„ ε	5·03	„ „

wobei der Bevölkerungszunahme von 498.000 auf 565.000 durch eine Korrektur Rechnung getragen ist.

Bezeichnet man mit P die mit dem exakten Risiko oder der Schadenerwartung, ohne irgendwelchen Zuschlag, gleichwertige Prämie; mit s_1, s_2, \dots die Schäden in Kategorie 1, 2 u. s. w.; und mit w_1, w_2, \dots die Wahrscheinlichkeiten des Eintreffens dieser Schäden, alles für ein Jahr, dann stellt die Formel $P = w_1 \times s_1 + w_2 \times s_2 + \dots$ die exakte Prämie für die Gesamtheit der Objekte vor. Sie ist in dem gegebenen Falle, Amsterdam 1899—1906:

$$P = \frac{550 \cdot \frac{0.0372}{100}}{45.000} + \frac{856 \cdot \frac{0.27}{100}}{45.000} + \frac{45 \cdot \frac{5}{100}}{45.000} + \frac{31 \cdot \frac{4.54}{100}}{45.000} + \frac{5 \cdot \frac{80}{100}}{45.000} = \frac{10.1732}{45.000}$$

das heißt: mit einer Prämie von 0.2238% wären die gesamten Feuerschäden der Kategorien α bis ε , ohne Kostenzuschlag, vollständig gedeckt, wenn diese Prämie für alle Immobilien gegolten hätte.

Die Rubrik ζ blieb bis jetzt außer Betrachtung. Diese zählte im zehnjährigen Zeitraum von 1898—1907 sieben Fälle, die ausnahmslos alle auf ein Gebäude beschränkt worden sind: wobei aber stets das betroffene Objekt — [1 Lager von Farbenwaren (1899); 1 großer Güterschuppen (1901); 1 Theater (1902); 1 Brauerei (1902); 1 Getreidelagerhaus (1903); 1 Kirche (1904); 1 Brauerei (1906)] — in der einen oder anderen Hinsicht das Durchschnittsrisiko weit überragte. Ich habe schon hervorgehoben, wie nach meiner Meinung die Statistik für Objekte dieser Art eine besondere sein muß.

Die gesamten Schäden an den Immobilien in diesen sieben Fällen (ζ) betrugen:

in 4 Fällen, wo die genauen Ziffern mir mitgeteilt wurden	Gld. 278.000
„ 3 „ nach Schätzung	290.000
	<u>Insgesamt Gld. 568.000</u>

Der gesamte Versicherungswert der Immobilien in Amsterdam ist ungefähr 500 Millionen Gulden = 850 Millionen Mark,¹⁾ der gesamte Schaden durch außergewöhnliche Brände (ζ) war, wie gesagt, in 10 Jahren 568.000 Gulden oder 96.000 Mark jährlich; auf je 1000 Mark des Versicherungswertes macht das 0.1129 Mark.

¹⁾ Steuerpflichtiger Ertrag der Grundstücke nach Schätzung am 1. Jänner 1907: Gld. 30,805.508. — Versicherungswert $15 \times 30,805.508 =$ Gld. 462,082.620. Dazu die Vermehrung bis 31. Dezember 1907 und der Wert der steuerfreien Gebäude $\pm 38,000.000$, gibt einen Gesamtwert von Gld. 500,000.000 am 31. Dezember 1907.

Das gesamte Risiko für alle Immobilien wäre also auch für die besonders gefährlichen und ausgedehnten Objekte mit $0.2238 + 0.1129 = 0.3367$ zu bemessen.

In dieser Weise verfahrend, könnte man in Details gehen, und die Schäden einteilen nach den Gruppen 1 bis 11, wenn hier eine parallele Statistik der Gebäude zur Verfügung stände. Diese fehlt aber. Nur die Zahl der Warenlager ist genau bekannt (im Lieger des Assuradeuren-Vereins).

Auch die obige Berechnung bietet schon einen guten Anhalt für die Beurteilung aller normalen Versicherungsobjekte in dieser Großstadt; diese sind natürlich die Mehrzahl.

Man vergleiche noch mit der Zahl 0.3367 die Durchschnittschäden pro Mille in anderen Städten.

Diese Zahlen sind für die kommunalen Feuerversicherungsanstalten Deutschlands:

	1899—1897 ¹⁾	1907 ²⁾
Elbing	0.18	0.07
Thorn	0.89	0.61
Stralsund	0.22	0.11
Stettin	0.27	0.03
Berlin	0.25	0.34
Breslau	0.26
Rostock	0.59	0.10
Wismar	0.34	1.54
Lübeck	0.22	0.06
Hamburg	0.54 ³⁾	0.53
Lübeck (Vorstädte)	0.08	0.07

Diese Anstalten versichern nur Immobilien; die Mehrzahl hat Beitrittszwang.

Die niederländische Stadt Leenwarden mit 0.133% im Durchschnitt ohne den großindustriellen Betrieb, in den Jahren 1888—1907, ist in einer im Vergleiche sehr günstigen Lage.

Im Nachfolgenden werden wir versuchen, die praktische Bedeutung der Formel $P = w_1 \times s_1 + w_2 \times s_2 \dots$ durch ein weiteres Beispiel darzulegen.

¹⁾ Siehe *Alglave*, passim.

²⁾ Siehe Mitteilungen für die Öffentlichen Feuerversicherungsanstalten, Jahrg. 1909, Nr. 3.

³⁾ Jahresmittel 1881—1890.

Tabelle C.

Statistik der Schäden durch Feuer und Selbstentzündung in Niederländischen Gasanstalten.

Jahr	Der Gasanstalten		Feuerschäden		Selbstentzündung	
	Zahl	gesamte Versicherungssumme (Gulden)	Einzelfälle, ihre $\%$ -Sätze und Anzahl	Gesamter Schaden (Gulden)	Einzelfälle, ihre $\%$ -Sätze und Anzahl	Gesamter Schaden (Gulden)
1899	47	11.279.000	0.16 } 5.0 } 2	6.317	1.9 } 2.4 } 2	1.144
1900	52	12.838.000	4.0 } 1.5 } 3 1.7 }	8.544	0.05 } 0.60 } 3 . . ? }	4.489
1904	55	18.588.000	0.011 } 0.003 } 4 4.560 } 0.860 }	6.537	0.4 } 5.6 } 4 0.7 } 0.5 }	9.481
1905	64	20.844.000	0.03 1	20	. . ? } 0.45 } 2	2.284
1906	77	25.090.000	0.045 } 0.051 } 3 0.6 }	2.845	— 0	0
Insgesamt	295	88.639.000	— 13	24.263	— 11	17.398

Setzte man die Feuerschäden im Betrage von Gld. 24.263 einfach der Summe der Zahlen der Versicherungssummen gegenüber, was ein Verhältnis gibt von $\frac{24.263}{80,639.000} = \frac{27}{1000}$, und wollte man behaupten, daß 0.27 $\%$ die exakte Jahresprämie ist, welche der Gefahr genau entspricht, so wäre das unrichtig.

Diese grobe Berechnung vernachlässigt die bedeutenden Unterschiede in den Versicherungswerten der verschiedenen Anstalten (siehe unten).

Man kann aber folgenderweise verfahren. Die Schäden werden nach der prozentualen Größe klassifiziert:

Schäden von 0 bis 0.1 Prozent.

" " 0.1 " 0.5 "

" " 0.5 " 1.5 "

" " 1.5 " 2.5 "

u. s. w.

Dann gehen folgende Werte aus der Tabelle hervor:

Bezeichnung der Gruppe	Grenzen	Durchschnitts- prozentsatz	Anzahl der Schadenfälle	Wahrschein- lichkeiten
1	0.0 bis 0.1%	0.05%	5	$\frac{5}{295}$
2	0.1 " 0.5 "	0.3 "	1	$\frac{1}{295}$
3	0.5 " 1.5 "	1.0 "	3	$\frac{3}{295}$
4	1.5 " 2.5 "	2.0 "	1	$\frac{1}{295}$
5	2.5 " 3.5 "	3.0 "	0	0
6	3.5 " 4.5 "	4.0 "	1	$\frac{1}{295}$
7	4.5 " 5.5 "	5.0 "	2	$\frac{2}{295}$

Keine Schäden über 5.5% sind gemeldet.

Wir haben *alle* Schäden aus den 5 Jahren in die 7 Gruppen eingeteilt und die Summe der Gefahrsobjekte, 295, ihnen gegenüber-gesetzt. Das Resultat soll die exakte Prämie für ein Jahr ergeben.

$$P = \frac{1}{295} \times \frac{2.5 + 0.3 + 3 + 2 + 4 + 10}{100} = 0.74\%.$$

Der Unterschied mit der ersten Ziffer 0.27 ist sehr bedeutend. Das rührt von dem Umstande her, daß die beiden Fälle von verhältnismäßig großen Schäden (ca. 5 Prozent) kleinere Anstalten betroffen haben; so daß die absolute Ziffer dieser Schäden, Gld. 12.000, den Werten der größten Fabriken gegenüber verschwindend gering wird! Die erste Berechnung ist deshalb nicht zuverlässig.

Man könnte jene nur benützen, wenn es sich um Risiken handelte von ungefähr derselben Größe. Hier aber, wo die Versicherungssummen sind (1906):

von 6 Fabriken, je über 1 Million Gld.: insgesamt Gld. 14.746.000
 „ 38 „ „ 100.000 bis 1 Million Gld.: „ „ 8.840.000
 „ 33 „ „ bis 100.000 Gld.; „ „ 1.504.000
 wo die Versicherungswerte also weit auseinander gehen, würde sie täuschen.

Und doch muß man versuchen, die Statistik solcher gewerblichen Risiken derart zu gestalten, daß sie die Gefahrsobjekte von ungleicher Größe zusammenfaßt; tut man es nicht, dann sind die Zahlen so spärlich, daß eine erfahrungsgemäße Berechnung der Wahrscheinlichkeit eines Schadens für zahlreiche Arten von Betrieben unmöglich wäre.

Ein längerer Zeitraum der Beobachtungen könnte zwar einigermaßen die genügend große Zahl der Gefahrsobjekte ersetzen. Aber es ist immer zu befürchten, daß die Umgestaltungen der Betriebstechnik während einer längeren Beobachtungsperiode die Bedingungen für das Entstehen der Schäden so gründlich und so allgemein ändern, daß nun wieder dieses Umstandes wegen, die a posteriori berechnete Wahrscheinlichkeit wertlos wird.

Diese Überlegungen lassen natürlich die Tatsache unberührt, daß an und für sich von zwei gleichartigen Gefahrsobjekten, dasjenige mit dem größten Umfange die höhere Prämie verdient, wenn sie in allen anderen Einzelheiten sich ähnlich sind.

Die in Tabelle C angeführten Zahlen sind einer Betriebsstatistik entnommen, welche die technischen Leistungen sämtlicher Gasfabriken sammelt; während einer Reihe von Jahren sind, mir zu Gefallen, einige Fragen nach der Feuerversicherung und den Feuerschäden diesen, so viel ich weiß sehr pünktlich behandelten, Erhebungen angegliedert worden. In den Jahren 1901—1903 unterblieb indessen die Fragestellung, so daß nur von 5 Jahren die Resultate angeführt worden sind.

Die ziemlich kleine Zahl der Objekte macht es ratsam, nur mit großer Vorsicht etwaige Schlüsse zu ziehen.

Fassen wir jetzt die vorhergehenden Betrachtungen zusammen, dann ergibt sich diese unsere Antwort auf die Frage, wie die Statistik der Feuerschäden angeordnet werden muß:

1. Sie setze Schäden und Versicherungswerte einander gegenüber;
2. Sie soll bewegliches und unbewegliches Gut getrennt behandeln;
3. Sie berücksichtige die prozentuale Größe jedes Schadens;
4. Sie soll nicht die Risiken nach den Betrieben in zu viel Arten und Unterarten einteilen; am wenigsten in denjenigen Städten, wo die Feuerwehr rasche, tüchtige und sichere Hilfe leistet. Aber sie soll großen Wert legen auf die allgemeinen Verhältnisse der verschiedenen Orte und Gegenden.

Die Veröffentlichung solcher statistischen Daten wäre im Interesse der Gesamtheit. Eine Kommission soll von dem „Verein für die gesamte Versicherungswissenschaft“ eingesetzt werden, um die Frage zu untersuchen: „soll ein ständiges Bureau beauftragt werden mit der Sammlung solcher Daten“; und um Anregung zu geben zu einer möglichst einheitlichen Ausgestaltung der Feuerschadensstatistik, besonders dort, wo diese bis jetzt nicht geführt ist.

X. — C₁.

Nach welchen Prinzipien und nach welchen Bearbeitungsmethoden ist die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten?

Von **Emanuel Horst**, Prag.

I.

Die bedeutungsvolle Aufgabe, die sich der VI. Internationale Kongreß für Versicherungswissenschaft gestellt hat, findet beredten Ausdruck in dem zur Bearbeitung festgestellten Programme, welches ein weites Feld der Mitbetätigung nicht nur in theoretisch-wissenschaftlicher Beziehung, sondern auch auf dem Gebiete des praktischen Geschäftsbetriebes selbst bietet. So finden wir neben mathematisch-wissenschaftlichen und sozialpolitischen Themen das Programm auch durch Fragen bereichert, welche direkt die praktische Ausübung des Assekuranzgeschäftes tangieren.

Eine dieser Fragen betrifft die Ausgestaltung der Grundlagen der Feuerversicherungs-Statistik. Sie lautet:

„Nach welchen Prinzipien und nach welchen Bearbeitungsmethoden ist die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten?“

Die mit dieser Frage verbundene Anregung wird gewiß überall und speziell von allen Stellen der ausübenden Assekuranzpraxis begrüßt und dankbar anerkannt werden; empfinden es doch die mitten im Assekuranzbetriebe Stehenden schwer genug, daß es in den verschiedenen Ländergebieten bisher an einer assekuranztechnisch ausgestalteten, einheitlichen statistischen Grundlage für die Beurteilung der Feuerversicherungsrisiken fehlt. Wie dankbar würden es alle diese, um einen allseitig rationellen Geschäftsbetrieb der Feuerversicherung sorgenden Männer begrüßen, wenn sie bei der Tarifbildung nicht immer und immer wieder empirisch tastend vorgehen müßten.

Der im praktischen Geschäftsbetriebe stehende Assekuranztechniker wird deshalb auch mit Freude die ihm gebotene Gelegenheit ergreifen, um sich an diesen Arbeiten zu beteiligen und sein Schärfflein mit beizutragen zu einer befriedigenden Lösung dieser so wichtigen Frage. Auch Verfasser dieser Abhandlung ist bestrebt, zur Lösung der zitierten Frage dadurch beizutragen, daß er abseits theoretisch-wissenschaftlicher Erwägungen direkt durch einen Griff in den praktischen Geschäftsbetrieb ein plastisches Bild für die Ausgestaltung der Statistik entwerfen und bemüht sein will, die sich aus den Beobachtungen der Praxis ergebenden Erfahrungen in einem assekuranztechnischen Rahmen zusammengefaßt zum Ausdruck zu bringen.

Bevor an die direkte Beantwortung der in Rede stehenden Frage geschritten wird, möge noch einigen Erwägungen in geschäftspolitischer Richtung Ausdruck verliehen und einige assekuranztechnische Gesichtspunkte festgelegt werden, aus denen sich dann von selbst die Prinzipien für die Grundlagen der Statistik herauskristallisieren.

Hinsichtlich der Stellungnahme zum Programmpunkte in *geschäftspolitischer Richtung* muß gleich eingangs ein Grundsatz ausgesprochen werden, der für das Feuerversicherungsgeschäft von so elementarer Bedeutung ist, daß von der Festhaltung und Betätigung dieses Grundsatzes füglich die Mitwirkung der das Geschäft praktisch ausübenden Assureure abhängt. Es ist dies der Grundsatz:

„Eine rationelle Geschäftsführung der Feuerversicherung kann auf eine *individuelle assekuranztechnische Beurteilung des Risikos* unmöglich verzichten.“

Die folgenden Ausführungen basieren denn auch auf dieser These und legen nur jene Momente dar, nach denen eine Zusammenfassung der für die Tariffbildung erwünschten gleichartigen Gefahrseinheiten mit Rücksicht auf die Mannigfaltigkeit der Riskengestaltung und auf die unbedingt notwendige Anpassung des Feuerversicherungsbetriebes an die jeweiligen wirtschaftlichen Formen und Bedürfnisse des Lebens möglich erscheint.

Soll dieses Material nach einem einheitlichen Prinzip statistisch bearbeitet werden, so muß auch darüber gewacht werden, daß die Ergebnisse einer solchen Statistik, denen doch nur ein informativer Charakter beigemessen werden kann, nicht am Ende zu Maßnahmen benützt werden, die durch ihre Schlußfolgerungen oder exekutiven Verordnungen, hemmenden Einfluß auf die Freiheit der individuellen Beurteilung der Risiken ausüben könnten. Jedes Hindernis, das der weiteren Entwicklung der Individualisierung der Risiken in der Feuerversicherungsbranche entgegengestellt wird, bedeutet einen Rückschritt!

So zweckmäßig und nutzbringend eine den Bedürfnissen der einzelnen Länder angepaßte und den leitenden Kreisen der Assekuranzen im Wege einer gemeinsamen Organisation zur Verfügung stehende Risikenstatistik für die Schaffung assekuranztechnischer Grundlagen zum Zwecke der Ausbildung der Tarife wäre, so schädlich wäre es auch, wollte man von den Ergebnissen der statistischen Bearbeitungen mehr fordern, als die Festlegung der Risikenprämie, d. i. des arithmetischen Bedarfes, wie er sich aus dem Entgegenhalte der Schadensziffern und der Versicherungsbeträge ergibt.

Alles andere, zur Bildung der Tarifprämie über diesen Rahmen Hinausgehende, also z. B. die Einrechnung der Verwaltungskosten, der Regie, der Akquisitionskosten etc., kann unmöglich durch die Resultante statistischer Bearbeitungen bestimmt werden, sondern es muß die Bestimmung dieser Faktoren unbedingt der freien Konkurrenz der Privatassekuranzen vorbehalten bleiben.

Es werden also die so gesammelten statistischen Bearbeitungen gewissermaßen einen festen Grund zu bilden haben, auf welchem erst seitens der einzelnen Gesellschaften, angepaßt an ihren eigenen Geschäftsplan, ihren eigenen Bedarf und an die Verhältnisse ihres eigenen Operationsgebietes der eigentliche Bau des Tarifes aufzuführen sein wird. Das zu diesem Bau außer den Grundfesten der Statistik weiter noch erforderliche Material und die Baudispositionen, also alle jene Faktoren, die, wie schon vorerwähnt, zu dem statistisch festgestellten Bedarfe hinzuzukalkulieren sind, um zu der gesuchten Tarifprämie zu gelangen, können begreiflicher Weise nicht überall die gleichen sein und müssen der individuellen Beurteilung jeder einzelnen Gesellschaft vorbehalten bleiben, will man nicht zu starren, schablonenhaft ermittelten Ziffern gelangen, die für den praktischen Betrieb des Feuerversicherungsgeschäftes ganz und gar wertlos wären.

Der Einfluß, den die fortwährenden Veränderungen in den Bedürfnissen des Volkslebens auf die Ausgestaltung des Feuerrisikos ausüben, ist so groß und wirkt so unmittelbar, daß ein rationeller Feuerversicherungsbetrieb nur mit Anpassung seiner Einrichtungen an diesen steten Wechsel möglich ist. Eine dauernde, für lange Zeitperioden festgelegte Tarifgrundlage, wie sie beispielsweise bei der Lebensversicherung gehandhabt wird, ist in der Feuerversicherung undenkbar. Mit der Entwicklung dieses Gedankenganges gelangt man aber auch schon zu dem zweiten Grundsatz, der nicht unberücksichtigt bleiben darf:

„Die Ausgestaltung der Feuerversicherung kann nur in
„enger Anpassung an die Bedürfnisse des Individuums, seiner
„Vereinigung in Familie und Gemeinde und in weiterer Folge

„nach den Bedürfnissen eines ganzen Volksstammes in seinen territorialen Eigentümlichkeiten sowie den Verhältnissen der „Landeskultur, der Industrie, des Handels und des Gewerbes, in „denen ein Volksstamm lebt, erfolgen.“

Tatsächlich kann nur die gebührende Rücksichtnahme auf alle diese so überaus mannigfachen und unmöglich in eine Schablone zusammenzufassenden Bedürfnisse der Völker und ihrer Gesellschaftsformen der Versicherungsinstitution pulsierendes Leben einhauchen. In einer brauchbaren Statistik muß sich daher die Ausgestaltung der Risiken treu widerspiegeln, wie sie das wirtschaftliche Leben mit allen ihm anhaftenden Formen und Interessen mit sich bringt.

Von diesen Erwägungen geleitet, seien in folgendem die bei der Bearbeitung des vorliegenden Themas zu berücksichtigenden *assekuranztechnischen Gesichtspunkte* entwickelt, wobei bemerkt werden soll, daß überall dort, wo in dieser Abhandlung von einem „Risiko“ gesprochen wird, darunter nicht etwa nur in abstraktem Sinne das eng umschriebene Ausmaß einer Gefahr, beziehungsweise der Leistung der Gesellschaft bei Eintritt eines bestimmten Ereignisses, sondern in konkretem Sinne immer das Objekt selbst gemeint ist, welches durch das versicherte Ereignis betroffen werden kann.

1. Beurteilung des Risikos nach dem Zwecke oder der Benützungsart des Gegenstandes.

Für die Beurteilung eines Risikos ist eine ganze Reihe wichtiger Momente maßgebend, die nach mannigfachen Richtungen hin zu beachten sind. Es sind dies Erwägungen sowohl objektiver wie auch subjektiver Natur, beziehungsweise Erwägungen über etwaige Rückwirkungen wirtschaftlicher Verhältnisse, welche die Risikenqualität im allgemeinen bestimmen: im besonderen aber hat die Beurteilung eines Risikos so zu erfolgen, daß in Berücksichtigung gezogen werden: die inneren Gefahren, die dem Wesen des Gegenstandes und seiner Benützungsart innewohnen, der Umfang (Größe, Wert) des Risikos, die Art des Gegenstandes selbst (ob Gebäude, Einrichtungen oder Vorräte), die Bauart des Objektes oder der Lagerungsort der Gegenstände, die etwaigen Rückwirkungen fremder Gefahren (Nachbarschaft) u. a. m.

Die erste Frage aber, die der Assureur bei Beurteilung eines Risikos stellt, wird sein, welcher Art der Gegenstand ist, dessen Versicherungsschutz er übernehmen soll, insbesondere in welcher Benützungsart dieser Gegenstand Verwendung findet, respektive welchem Zwecke er dient.

In dieser Richtung hat nun die moderne Versicherungstechnik gleich für den Beginn der Untersuchung über das Wesen des Risikos

eine grundlegende Unterscheidung herausgebildet, indem unter den mannigfachen Riskengattungen zunächst dasjenige Risikokontingent separiert wird, das aus den Bedürfnissen der Neuzeit entstanden ist und das so ziemlich bei allen Völkern durch den internationalen Charakter dieser Risiken ausgeprägt erscheint. Es werden dies insbesondere solche Risiken sein, wie sie die Industrie, der Handel und das Verkehrswesen schaffen — in der Geschäftspraxis allgemein *Spezialrisiken* genannt.

Dagegen bildet das Gros der Risiken, welche mehr den Bedürfnissen des Individuums, der Familie oder der Gemeinde dienen, für sich ein Risikokontingent, welches statistisch nach ganz anderen Gesichtspunkten bearbeitet werden muß. Es sind dies die bürgerlichen Wohnstätten, Risiken der Landwirtschaft und öffentlichen Zwecken dienende Gemeindeobjekte — in der Geschäftspraxis allgemein *Zivilrisiken* genannt.

Es sei an dieser Stelle schon bemerkt, daß die assekuranztechnische Unterscheidung zwischen den beiden vorbenannten Risikokontingenten im Geschäftsbetriebe einer Assekuranz dermal bereits nicht nur in allen Stadien der internen Geschäftsgebarung, sondern auch statistisch getrennt erfolgt, zumal die technische Ausgestaltung des Spezialrisikos die weitestgehende Individualisierung zu dessen richtiger Beurteilung erfordert.

Diese zwei Risikokontingente erfahren naturgemäß eine weitere, nach verschiedenen Gesichtspunkten mannigfach ausgestaltete Unterteilung in Risikokategorien, Risikengruppen und Risikoklassen, wie weiter noch angeführt.

2. Betätigung der Interessengemeinschaft innerhalb gleichartiger Risiken.

Es ist wohl nicht erst nötig, hier das Bedürfnis nach einer ausgiebigen Berücksichtigung der Interessengemeinschaft in der Behandlung einzelner Risikengruppen zu begründen. Trägt doch die Ausgestaltung aller sozialpolitischen und volkswirtschaftlichen Probleme den Siegel der Trennung nach den Interessengemeinschaften an sich und findet diese Trennung doch auch in allen Einrichtungen des Staates und der Gesetzgebung Berücksichtigung. Nachdem es nicht die Aufgabe der vorliegenden Abhandlung sein kann, Verhältnisse sozialpolitischer Natur in Diskussion zu ziehen, seien hier nur die assekuranztechnischen Momente des näheren beleuchtet, wie sie für die Scheidung der Risiken nach Interessengemeinschaften in Betracht kommen.

Die Betätigung der Interessengemeinschaft im Versicherungswesen erfolgt verschiedenartig, zunächst wohl durch die Begrenzung

einzelner Wirtschafts-(Länder-)Gebiete, innerhalb welcher der Ausgleich von Leistung und Gegenleistung bei den im Punkte 1 erwähnten zwei Risikenkontingenten erfolgen soll.

In der weiteren Ausgestaltung und Aufteilung dieser Risikenkontingente in Risikokategorien oder Riskengruppen ist noch eine nähere Interessengemeinschaft innerhalb engerer territorialer Grenzen (Bezirke) oder im Rahmen gewisser Klasseneinteilungen für eine Anzahl bestimmter Orte vorhanden, so daß Schadenersatz und Versicherungsentgelt bei einzelnen Riskengruppen innerhalb dieser engeren Organisation einen entsprechenden Ausgleich finden. In anderer Richtung ist es wieder die Ausgestaltung des Risikos unter gleichartigen wirtschaftlichen Verhältnissen (Städterisiken) oder die gleiche Bestimmung, welcher ein Risiko dient (Industriezweige), welche Momente eine intensive Interessengemeinschaft schaffen.

Außer dieser Betätigung gemeinsamer Interessen innerhalb gewisser territorialer Grenzen oder gleichartiger wirtschaftlicher Verhältnisse beansprucht aber die moderne Versicherungstechnik auch noch die Kontrolle über das Ausmaß von Leistung und Gegenleistung innerhalb jeder Risikokategorie, jeder Riskengruppe und jeder Risikoklasse. Diese Unterteilung der im Punkte 1 besprochenen Risikenkontingente richtig durchzuführen und den Bedürfnissen des praktischen Geschäftes anzupassen, d. h. diese Sonderung gleichartiger Gefahrenheiten unter Berücksichtigung der wirtschaftlichen Interessengemeinschaft zu vollziehen, dies ist die wichtigste Aufgabe des Statistikers, der — um dieser Aufgabe gerecht zu werden — gewissenhaft die Bedürfnisse des praktischen Geschäftes prüfen muß. Nach dieser Richtung hin bieten ihm die eingangs zum Punkte 1 bezeichneten Erwägungen über die Art und Weise, wie die Beurteilung eines Risikos zu erfolgen hat, eine Handhabe und es soll nun in nachfolgendem dieser Gedankengang weiter verfolgt werden.

Vor allem drängt sich da die Erkenntnis auf, daß die Bonität der Risiken, selbst wenn sie dem gleichen Zwecke dienen, doch in Bezug auf *ihren Umfang und ihre besonderen Merkmale* verschiedenartig zu beurteilen ist.

Für den Umfang des Risikos kommt einerseits die engere eigene Größe (Wert) des Objektes, andererseits die äußere weitere Gefahr in Betracht, welche dem Objekte durch Übertragung fremder Gefahrmomente anhaftet. Die Risiken sind also zu beurteilen, einmal nach ihrer eigenen Größe respektive nach der Höhe ihres Wertes und das anderemal nach dem Umfange der gemeinsamen Gefahr, in welcher sich diese Risiken in Bezug auf die Gefährdung durch die Nachbarschaft befinden und außerdem muß das Risiko nach seiner mehr oder

minder vorteilhaften Ausgestaltung in Bezug auf Bauart und besondere Einrichtung beurteilt werden.

Es möge zunächst die eigene Größe des Risikos (Umfang der Gefahr) und die besondere Ausgestaltung des Objektes erwogen werden; dies muß nun von verschiedenen Gesichtspunkten aus geschehen und zwar zunächst in der Richtung, ob durch Anhäufung von Werten innerhalb der Grenzen dieser engeren Gefahreinheit der Verlust bei einem Brandschaden eine derartige Höhe erreichen kann, daß durch einen Unglücksfall das Gleichgewicht zwischen Leistung und Gegenleistung innerhalb einer territorialen, für sich eine statistische Basis bildenden Gruppe von Gefahreinheiten zerstört werden kann oder nicht.

Zur näheren Erläuterung dieses Gesichtspunktes sei bemerkt, daß in Bezug auf das Versicherungsentgelt beispielsweise ein wesentlicher Unterschied gemacht werden muß zwischen einem Warenlager, bei welchem unter ganz gleichen Gefahrmomenten, bei ganz gleicher Risikenbeschaffenheit und durch eine ganz gleiche Ursache herbeigeführt, ein Schaden von nur einigen Tausend Kronen entstehen kann und zwischen einem Warenlager, bei welchem dieser Schaden auf Millionen von Kronen anwachsen könnte. Es ist also nur recht und billig, daß solche Risiken, die sich auf angehäuften große Werte beziehen, von einer gewissen Grenze an, einer eigenen statistischen Basis unterstellt werden.

Einen weiteren Gesichtspunkt, von welchem aus die eigene Größe des Risikos (Umfang der Gefahr) zu betrachten ist, bildet der Unterschied zwischen dem großen und dem kleinen Risiko in Bezug auf die *allgemeine Bonität* (zweckdienliche Einrichtung, solide Bauart, sorgsame Erhaltung und Überwachung sowie andere Momente mehr).

Um dies an einem Beispiel zu erläutern: Hundert Objekte und deren Inhalt eines Großgrundbesitzes verglichen mit hundert Objekten samt deren Inhalt hundert verschiedener kleiner Dorfbewohner geben qualitativ einen so großen Unterschied für die Beurteilung des Risikos, daß es dem Assureur sehr schwer fallen würde, diese beiden Gruppen nach einer gemeinsamen statistischen Basis beurteilen zu sollen.

Es mag zugegeben werden, daß nach dieser Richtung hin nicht nur objektive, sondern auch subjektive Momente in die Wagschale fallen, doch muß anerkannt werden, daß das Gebiet der objektiven Momente allein schon so bedeutend ist, daß es die Scheidung derartiger Risiken begründet. Richtig ist, daß subjektive Momente keinen verlässlichen Maßstab für die Statistik bilden können, nichtsdestoweniger muß aber ausgesprochen werden, daß *allgemeine, wirtschaftliche Momente*, welche die Ausgestaltung der Risiken hinsichtlich

ihrer Bonität stark beeinflussen, unmöglich unberücksichtigt bleiben können.

So erscheint eine Trennung der Risiken behufs Wahrung der Interessengemeinschaft zunächst im Zivilrisiko und zwar zwischen den Versicherungen in Stadtgemeinden und solchen der Landwirtschaft in den Dorfgemeinden unerläßlich.

Es sei diesbezüglich hier nur auf eines dieser subjektiven Momente hingewiesen, das in der Assekuranzpraxis in Bezug auf die Schadenbewegung eine ungeheuer einschneidende Rolle spielt, nämlich auf den großen Unterschied in dem Interesse an der Erhaltung eines Objektes. Dieses Interesse ist natürlicherweise dort, wo der Verkehrswert des Objektes höher steht als sein technischer Bauwert — und das ist zumeist in Städten der Fall — ein ganz anderes, größeres als bei Objekten, bei denen das gerade Gegenteil vorliegt, wie dies in so hohem Maße bei den Risiken am Lande beobachtet werden kann.

Eine weitere Trennung muß dann auch praktiziert werden in der Zivilriskengruppe der Landwirtschaft zwischen dem Großgrundbesitze und dem kleinen Bauerngute.

Rücksichtlich des Umfanges eines Risikos durch Anhäufung großer Werte wird die Trennung der Risiken bei Warenvorräten platzgreifen müssen und zwar für den Großhandel und für die Detailgeschäfte.

Bei der Beurteilung des Spezialrisikos wird ähnlich zu unterscheiden sein zwischen der Gefahr, der die kleinen gewerblichen Anlagen und jener, der die Etablissements der Großindustrie ausgesetzt sind. Diese Unterscheidung wird selbst dort gemacht werden müssen, wo beide Unternehmungen die gleichen Materialien zu gleichen Zwecken, wenn auch auf verschiedene Art verarbeiten. Allerdings wird die mindere Gefahr bei einzelnen Industriegruppen im Kleinbetriebe, bei anderen Industriegruppen wieder im Großbetriebe liegen. Nichtsdestoweniger wird diese Trennung zwischen kleinen gewerblichen Anlagen und den Objekten der Großindustrie statistisch derart durchgeführt werden müssen, daß jeder einzelne Industriezweig nach den Klein- und Großbetrieben auseinandergehalten wird.

Was nun den Umfang des Risikos in Bezug auf die *äußere Gefahr*, also die mögliche Übertragung fremder Gefahrmomente anbelangt, so ist die äußere weitere Gefahr, der ein Objekt ausgesetzt ist, nach der Beschaffenheit der Nachbarobjekte und nach der Lage des Risikos zu denselben zu beurteilen. Es ist einleuchtend, daß die inneren Gefahrmomente eines zur Beurteilung vorliegenden Risikos auch den einzelnen fremden Nachbarobjekten anhaften und daß bei ungünstigen Verhältnissen die Übertragung eines Brandes auf das zu

versichernde Risiko von außen zu gewärtigen ist. Bei Beurteilung der äußeren Gefahr kommt also zu erwägen, ob die Nachbarobjekte feuergefährlicher sind als das eigene in Versicherungsschutz genommene Objekt und ferner, welchen Schutz das eigene Risiko gegen die Übertragung eines Brandes von der Nachbarschaft her aufweist.

Für die statistische Bearbeitung kann dieser Gesichtspunkt wohl nur in Bezug auf das Zivilrisiko in Betracht kommen und es wird dieses Moment — wie es schon die große Masse der Risiken mit sich bringt — nicht individuell, sondern nur als das Charakteristikon einer ganzen Gemeinde oder eines weiteren Territoriums (Bezirk) Berücksichtigung finden können, in welchem sich eine besondere Bautype eingebürgert hat.

Um diesem für das Feuerversicherungsgeschäft so überaus wichtigen Momente hauptsächlich dort Geltung zu verschaffen, wo die Bauobjekte eng aneinanderliegend, zusammengedrängt situiert sind und wo die Objekte gar keine oder nur mangelhafte Schutzmerkmale gegen die Übertragung eines Brandes von der Nachbarschaft her aufweisen, kurz überall dort, wo ganze Stadtteile oder ganze Orte einem Massenbrande zum Opfer fallen können, müssen die Orte besonders klassifiziert werden.

Diese Klassifikation erfolgt in einzelnen Kronländern schon heute nach einem bestimmten System, so daß für die Beschaffung einer verwendbaren statistischen Basis daselbst die bereits vorhandenen Klassifikationen nur noch nach gewissen Normen ausgebaut zu werden brauchen.

Es werden zunächst die Stadtgemeinden je nach ihrer sozialen Bedeutung und Ausgestaltung sowie nach ihren mehr oder minder modernen Einrichtungen in Bezug auf die Bauart in verschiedene Klassen eingeteilt.

In gleicher Weise erfolgt die Klassifizierung der Landgemeinden, nur daß hier die Einreihung in die einzelnen Klassen nicht ortsweise, d. h. nicht für jeden einzelnen Ort separat erfolgt, sondern einheitlich für ganze Gegenden (Bezirke, Komitate etc.), zumal diese kleinen Objekte oft in weiten Landesteilen zumeist das Gepräge einer einheitlichen Bautype aufweisen. Dabei kommt selbstverständlich auch in Betracht, ob die Objekte der in diesem Landesteile vorkommenden Gemeinden zerstreut liegen oder zusammengedrängt aneinandergebaut sind und ob daselbst eine feuersichere oder aber die weiche Bauart vorherrscht. Auch das Moment des mehr oder minder ausgeprägten Feuerlöschwesens bildet dabei einen wichtigen Faktor für die Einreihung in die einzelnen Klassen.

Alle zu einer derartigen Ortsklasse zählenden Städte eines

Landes oder einer Ländergruppe oder alle Landgemeinden eines Bezirkes bilden für die Statistik eine gemeinsame Interessengruppe. Weist die Statistik in einer bestimmten Periode für einzelne Orte oder Bezirke ein passives Resultat aus, das durch häufige Brände herbeigeführt wurde, so müssen solche Orte oder Bezirke in eine höhere (minder gute) Klasse eingereiht werden, nachdem ganz abgesehen von der objektiven Beschaffenheit der baulichen Anlage der Gemeinden oft auch andere Momente wirtschaftlicher Natur zu häufigen Schäden führen.

Die Feststellung der Merkmale, nach denen eine Ortsklasse bestimmt werden soll, wird am besten durch Enqueten jedes einzelnen Kronlandes oder jeder einzelnen Provinz geregelt, da auf diese Weise die Eigentümlichkeiten der verschiedenen Länder die gebührende Berücksichtigung finden können.

3. Gegenstand der Versicherung.

Bei näherer Betrachtung des Gegenstandes der Versicherung ergibt sich ein wesentlicher Unterschied in der Art des Risikos hinsichtlich der Intensität eines möglichen Brandschadens sowie auch in Bezug auf die mehr oder weniger gleichmäßige Verteilung der Gefahr innerhalb eines Risikos.

So weist z. B. die Versicherung eines massiv gebauten Gebäudes im vollen Bauwerte einen wesentlichen Unterschied auf gegen die Versicherung von Warenvorräten, die in einem gewölbten Verkaufsladen desselben Gebäudes untergebracht sind. Die Waren können in einem Brandschadenfalle total vernichtet werden, während das Gebäude selbst dabei nur unwesentlich in Mitleidenschaft gezogen wird.

Ein großer Kontrast ist weiters z. B. auch zwischen der Versicherung von Mobilien in einer städtischen Wohnung und der Versicherung von Inventarien der Landwirtschaft oder Vorräten an Getreide zu verzeichnen.

Diese Unterschiede in der Beurteilung der Risikenart treten hauptsächlich bei dem Zivilrisiko hervor.

Bei dem Spezialrisiko schwindet diese Unterscheidung wesentlich, zumal daselbst die Gefahrsverteilung eine gleichartigere ist und ein Brandschaden z. B. bei einem Fabriksetablisement sowohl Gebäude als auch Maschinen und Vorräte meist gleichmäßig trifft.

Es wird also bei dem Zivilrisiko notwendig sein, den statistischen Aufbau derart einzurichten, daß die Versicherung von Gebäuden, Mobilien (Wohnungseinrichtungen), weiters solche kaufmännischer Waren, Wirtschaftsinventarien und Fehsungsvorräten in verschiedenen Risikenklassen getrennt ausgewiesen werden.

4. Bauart der Objekte und Beschaffenheit des Lager-, beziehungsweise Aufbewahrungsortes beweglicher Gegenstände.

Diese hier bezeichneten Momente bilden ebenfalls wichtige Merkmale für die Beurteilung eines Risikos.

Obzwar nicht zu verkennen ist, daß diesen Momenten auch bei der Beurteilung des Spezialrisikos eine große Wichtigkeit beizumessen ist, indem z. B. ein Industrieobjekt, das durchwegs massiv gebaut und in allen Etagen gewölbt ist, oder dessen Bau in Beton mit Eisenkonstruktion armiert durchgeführt erscheint, doch zu bevorzugen ist vor anderen Industrieobjekten, die in Bezug auf die Feuergefährdung einen wesentlich geringeren Schutz aufweisen, so wird die Bauart bei diesem Risikenkontingente wegen der großen Mannigfaltigkeit der Bauarten statistisch doch kaum berücksichtigt werden können, sondern es werden bei dem Spezialrisiko diese Momente der Ausgestaltung der Tarifpolitik vorbehalten bleiben müssen, ebenso wie z. B. die unterschiedliche Behandlung der Versicherungen von Warenlagern, die in gewölbten und vor den Gefahren feuerdrohender Manipulationen geschützten Räumen untergebracht sind und solcher Warenlager, die beispielsweise in Dachgeschossen untergebracht oder den Gefahren feuerdrohender Manipulationen ausgesetzt sind.

Anders stellt sich die Sache bei dem Zivilrisiko. Hier bildet die Bauart ein so ausschlaggebendes Merkmal, daß auf eine Trennung der Risiken nach dieser Richtung hin in den statistischen Aufzeichnungen nicht verzichtet werden kann.

Es wäre höchst wünschenswert, daß zunächst ein grundlegender Unterschied gemacht werden könnte zwischen der Bauart solcher Objekte, die allen modernen Erfordernissen entsprechen und hauptsächlich allen gesetzlichen Bestimmungen in Bezug auf die Beschaffenheit des Unterbaues, der Deckenkonstruktion, ferner in Bezug auf die Sicherung der Kommunikation, auf einen wirksamen Schutz der Dachflächen und Dachräume vor äußeren Gefahren, feuersicher abgeschlossene Feuerungen und Kaminanlagen Rechnung tragen, ferner Objekten, die für die Lagerung großer Waren- oder sonstiger Vorräte in den verschiedenen Ubikationen des Gebäudes Sicherheit bieten — und zwischen solchen Objekten, die entweder nach veralteten Systemen gebaut sind oder die — wie es besonders in Landgemeinden bei den Objekten der Landwirtschaft vorzukommen pflegt, die vorgenannten Sicherungen, betreffend der Lagerung von Vorräten nicht aufweisen.

Die außerordentliche Schwierigkeit, bei der großen Menge der kleinen Versicherungen die Merkmale richtig auseinanderzuhalten, ist

jedoch so groß, daß die Praxis weit hinter dem assekuranztechnischen Bedürfnisse zurückgeblieben ist, indem man sich in der Statistik bei den Aufzeichnungen der Unterscheidungsmerkmale nur auf die Trennung der Risiken nach der Bedachungsart beschränkt, d. h. nur das Moment der Gefahrenübertragung von außen berücksichtigt, die Berücksichtigung der Gefahrsverbreitung innerhalb des Objektes jedoch dem Aufbau der Tarife überläßt. Es muß daher eine ganze Reihe von Merkmalen, die für die Beurteilung der Bonität eines Risikos von Bedeutung ist, wie z. B. die Höhe des Objektes nach Stockwerken etc. der Ausgestaltung des Tarifes vorbehalten bleiben, um aus den Durchschnittsprämien der Statistik die verschiedenen Prämienabstufungen für die Tarife zu ziehen.

II.

Dank der freundlichen Genehmigung der Direktion der k. k. priv. Assicurazioni Generali in Triest ist der Autor der vorliegenden Abhandlung in der Lage, hier die in dem vorangehenden Kapitel erläuterten assekuranztechnischen Gesichtspunkte mit einzelnen, dem praktischen Geschäftsbetriebe entnommenen Daten zu belegen.

Diese Daten sind in Bezug auf das Zivilrisiko den Ergebnissen eines groß angelegten und weit verzweigten Geschäftsstockes des größten und kulturell vorgeschrittensten Kronlandes Österreichs entnommen und bilden diese Aufzeichnungen die Resultate einer Zeitperiode von 20 bis 25 Geschäftsjahren — in Bezug auf das Spezialrisiko eine Periode von 15 Jahren im ganzen Geschäftsgebiete der österreichisch-ungarischen Monarchie.

Bemerkt sei hier, daß dort, wo in den folgenden Ausführungen von der Bedarfsprämie gesprochen wird, darunter immer der statistische Durchschnitt einer Risikenkategorie, Risikengruppe oder einer Risikoklasse zu verstehen ist und zwar nur der arithmetische Bedarf, wie er sich aus dem Entgegenhalte des versicherten Kapitaless zu den bezahlten Schäden ohne Rücksicht auf die Kosten der internen Verwaltung, Steuern und auf die externe Regie, d. i. die Organisation und die Anwerbekosten stellt.

Dieser in den einzelnen Variationen der Risikengruppen sich ergebende arithmetische Bedarf wird hier durch Verhältniszahlen ausgedrückt, welche den Vergleich des Bedarfes einzelner Risikoklassen zu einander ermöglichen sollen.

Die Bedarfsprämie für die beiden Risikokontingente wird im ganzen Durchschnitt durch folgende Verhältniszahlen ausgedrückt:

- a) für das ganze Kontingent der Zivilrisiken 2774,
- b) für das ganze Kontingent der Spezialrisiken 5080.

Das Zivilrisiko.

Der Unterschied des Prämienbedarfes bei dem Kontingente des Zivilrisikos hinsichtlich der Aufteilung in die Kategorie des städtischen Risikos und der Kategorie der landwirtschaftlichen Versicherungen stellt sich wie folgt:

Das städtische Risiko ergibt im Durchschnitt aller Risikengruppen und Risikoklassen einen Bedarf, der durch die Verhältniszahl 1140 ausgedrückt wird, während der Bedarf bei dem landwirtschaftlichen Risiko im Durchschnitt aller Risikengruppen und Risikoklassen auf die Verhältniszahl 5580 steigt.

Untersucht man weiter die Ergebnisse des Zivilgeschäftes in Bezug auf den *Gegenstand der Versicherung*, so geben uns die statistischen Daten in den weiter bezeichneten Risikengruppen folgendes Bild:

Der Prämienbedarf wird ausgedrückt:

bei Mobilien und Waren durch die Verhältniszahl 1340,
bei landwirtschaftlichen Produkten (Fechsung) mit 7900,
bei Gebäudeversicherungen mit 2840.

Verfolgt man nun die in dem vorangehenden Kapitel weiter entwickelte Aufteilung, so erhält man aus den vorangehenden Risikengruppen der Zivilrisikos folgende Risikoklassen, bei denen die *Bauart* das Unterscheidungsmerkmal bildet:

Versicherungsmerkmale	Gegenstand der Versicherung	Verhältniszahl des Bedarfes
Versicherungen unter feuerfester Dachung	Gebäude	1.608
	Mobilien	982
	Landesprodukte	4.608
Versicherungen unter weicher Bedachung, insbesondere städtischer Risiken älterer Bauart unter Schindeldachung	Gebäude	6.230
	Mobilien	4.170
	Landesprodukte	7.350
Versicherungen des kleinen landwirtschaftlichen Risikos unter weicher Dachung, insbesondere unter Strohdachung	Gebäude	14.470
	Mobilien	10.358
	Landesprodukte	23.838

Der Unterschied der Bedarfsprämie bei Aufteilung des landwirtschaftlichen Risikos in Risiken des Großgrundbesitzes und die kleinen rustikalen Risiken zeigt folgende Verhältniszahlen:

Während die Bedarfsprämie für die Risiken des Großgrundbesitzes durch die Verhältniszahl 2180 ausgedrückt wird, beträgt der Bedarf bei den kleinen landwirtschaftlichen Risiken 5580.

Die statistischen Ziffern betreffend die Ergebnisse der Klassifikation der in einer Klasse vereinigten Städte oder der in einer Klasse vereinigten Dorfgemeinden umfassen ein so umfangreiches Material, daß es im engeren Rahmen der vorliegenden Abhandlung nicht möglich ist, nach dieser Richtung hin in nähere Ausführungen einzugehen. Es sei hier nur konstatiert, daß die aus den Ergebnissen dieser Klassifikation sich ergebenden Maßnahmen einen hohen Wert für die Eindämmung so mancher Gefahren haben und durch die Konsequenzen für die in einem Klassifikationsgebiete vereinigten Versicherungsbedürftigten nicht verfehlen, auch in Bezug auf so manche subjektiven Erscheinungen im Geschäftsbetriebe der Feuerversicherung erziehend einzuwirken.

Nach dieser Richtung hin ist die einheitliche Handhabung der Klassifikation durch die Mehrzahl der Versicherungsgesellschaften von unschätzbarem Werte, indem dadurch der in einzelnen Gegenden zuweilen geradezu epidemisch auftretenden Demoralisierung auf dem Gebiete der Feuerversicherung wirksam entgegengearbeitet wird. Vielfach werden diese Maßnahmen und Bestrebungen der Versicherungsgesellschaften auch behördlicherseits gefördert, indem die politischen Behörden dort, wo wiederholt bedenkliche Brände vorkommen, den Versicherungsanstalten ihre Unterstützung anbieten.

Auf diese Weise gelangt die in dem vorherigen Kapitel lancierte Idee einer territorialen Begrenzung der Interessengemeinschaft zu einer praktischen Geltung, zumal die nach den Ergebnissen eines Gebietes geregelten Klassifikationen auf das einzelne Individuum fühlbar rückwirken. Tatsächlich stellt sich denn auch die ziffermäßige Bedarfsprämie in einzelnen Gebieten bei gleichen Risikoklassen sehr verschieden und beträgt oft das Drei- bis Fünffache der Bedarfsprämie gegenüber anderen Gebieten, in welchen die Schadensbewegung günstig verlaufen ist.

Leider ist aber die Geschäftspraxis mangels Vorhandenseins einer autoritativen gemeinsamen statistischen Grundlage dermal gezwungen, den Ausgleich zwischen den günstiger gestalteten Risiken und solchen, die der Privatversicherung empfindliche Verluste bringen, ohne Rücksicht auf die wirtschaftliche Interessengemeinschaft zu

suchen und wäre es nach systematischer Ausgestaltung der Statistik für den ganzen Bereich der Privatversicherung möglich, auf Grund einer gleichmäßigen technischen Basis eine eingreifende Remedur in dem Tarifaufbau zu schaffen und auf diese Weise eine gerechte Verteilung der Lasten nach der wirtschaftlichen Interessengemeinschaft herbeizuführen.

Das Spezialrisiko.

Die Variabilität des Prämienbedarfes ist bei dem Kontingente der Spezialrisiken in den einzelnen Jahren sehr bedeutend und zeigt sich besonders auffallend, wenn man das statistische Material innerhalb der Kategorie des Industrierisikos nach einzelnen *Industriezweigen* zerlegt, was selbstverständlich für die statistische Beurteilung von besonderer Wichtigkeit ist und zu der Notwendigkeit führt, die statistischen Daten nach den Resultaten der einzelnen Industriegruppen zu sammeln.

Bei den einzelnen Riskengruppen dieser Kategorien stellen sich die Verhältniszahlen für den arithmetischen Bedarf in einer Zeitperiode von 15 Jahren wie folgt:

- I. Bei der Gruppe der Textilindustrie:
 - a) Gruppe für Bearbeitung des Rohmaterials bis zum Garne . . . 9.146,
 - b) Gruppe für Bearbeitung des Garnes in allen Stadien
der Veredlung des Produktes 2.700.
- II. Bei der Gruppe der Montanindustrie und zwar Bergbau, Verarbeitung der Erze, Materialien und Erden, sowie Manipulationen mit Roheisen und Metallverarbeitung, Maschinenbau und Konstruktionswerkstätten 2.752.
- III. Bei der Gruppe der landwirtschaftlichen Industrie:
 - a) Gruppe der Mühlenindustrie und Bäckerei, Verarbeitung von Landesprodukten, sowie verwandte Betriebe . . . 8.100,
 - b) Gruppe der Zuckerindustrie, Zuckerwaren, Schokolade, Zichorien und Rübindarren 2.624,
 - c) Gruppe der Brauindustrie und Brennereien 2.200.
- IV. Bei der Gruppe der Holzindustrie 11.166.
- V. Bei der Gruppe der Lederindustrie 9.948.
- VI. Bei der Gruppe der Papierindustrie:
 - a) Verarbeitung der Rohstoffe zu Papier 5.910.
 - b) Produkte aus fertigem Papier und Buchdruckereien . . 1.784.
- VII. Bei der Gruppe der chemischen Industrie:
 - a) Erzeugung und Verwendung nicht entzündlicher Stoffe . 2.686,

- b) Erzeugung und/oder Verwendung entzündlicher Stoffe,
Destillationen von Essenzen, Äther, weiters Mineralöl-
und Fett-Raffinerien 8.254.

NB. Verschiedene Industrien, worunter vielfach besonders gefährliche Betriebe, sind bei diesen Verhältniszahlen nicht berücksichtigt. Es beschränken sich diese Angaben nur auf die vorgenannten sieben Hauptgruppen. Selbstverständlich kommt noch eine ganze Reihe von Spezialindustrien in Betracht, deren gruppenweise Einteilung nur nach der minderen oder größeren Feuergefährlichkeit des Verarbeitungsmateriales erfolgen kann.

Betrachtet man das Spezialrisiko nach dem Umfange (der Größe) einer Gefahreneinheit und teilt man es in Großbetriebe der Industrie und in kleine Anlagen ein, so stellt sich die Verhältniszahl für die Bedarfsprämie wie folgt:

die kleinen Gewerbebetriebe	3800,
die Industrierisiken	6672.

III.

Aus den in den beiden vorangehenden Absätzen behandelten Erwägungen sollen an dieser Stelle als Resultanten diejenigen Prinzipien gezogen werden, welche für die Ausgestaltung der Feuerversicherungs-Statistik maßgebend sind.

Bevor jedoch an die Aufzählung und Erläuterung dieser Prinzipien geschritten wird, muß bemerkt werden, daß bei deren Festsetzung die Absicht verfolgt wird, daß die von der Privatversicherung durch viele Dezennien gesammelten praktischen Erfahrungen und das oft mit schweren Opfern erkaufte und mit großer Mühe zusammengetragene Material nicht nur erhalten, sondern ergänzt und erweitert werde. Es ist durchaus nicht die Absicht, durch Aufstellung dieser Prinzipien irgendeinen störenden Umsturz in dem regelmäßigen Gange des Versicherungsbetriebes herbeizuführen.

Dies vorausgeschickt, mögen nun die in Rede stehenden Prinzipien des näheren erläutert werden.

1. Die Zeiteinheit.

Ein sämtlichen Risikenkategorien gemeinsames Moment, das in den statistischen Aufzeichnungen einheitlich beachtet werden soll, bildet die Bestimmung über den Zeitabschnitt, nach welchem die ziffermäßigen Daten gesammelt beziehungsweise abgeschlossen und verwertet werden sollen.

Dieses Moment wäre von zwei Gesichtspunkten aus zu erwägen und zwar zunächst in Bezug auf die *primäre Zeiteinheit*, nach welcher die Sammlung des Risikomateriales erfolgt und des weiteren bezüglich eines *Zeitabschnittes*, innerhalb dessen die Summen der primären Zeiteinheiten in den einzelnen Risikokategorien zusammengetragen werden sollen und aus dessen Ergebnissen erst die praktischen Folgerungen gezogen werden können.

Theoretisch betrachtet absorbieren alle einem Risiko anhaftenden Gefahrmomente in ihrer gesamten Wirkung einen bestimmten Bedarf an Versicherungsentgelt. Es müßte daher zunächst der Bedarf für diese Gefahrmomente selbst umschrieben werden und zwar ohne Rücksicht auf die andauernden und sich wiederholenden Rückwirkungen dieser Gefahrmomente auf das Risiko.

Beispielsweise: Ein heranbrechendes Gewitter bringt für ein Objekt die Blitzgefahr mit sich. Diese Gefahr geht vorüber, kehrt aber eventuell am selben Tage wieder zurück und wiederholt sich in gewissen Zeitabschnitten. Oder: Durch die Feuerungen der verschiedenen Beheizungsanlagen entsteht für ein Objekt eine Brand- oder Explosionsgefahr, die sich durch die jedesmalige Anfeuerung wiederholt. Weiters: Die verschiedenen Warenlager, bei denen es sich zeitweilig um die Aufbewahrung entzündlicher Stoffe handelt, weisen für die Zeit der Einlagerung dieser entzündlichen Stoffe ein bedeutendes Gefahrmoment auf, welches schwindet, sobald diese Stoffe nicht mehr vorhanden sind und wiederkehrt, sobald diese entzündlichen Stoffe wieder hinzukommen.

Die Reihe der Ursachen solcher Gefahrmomente ist unerschöpflich und sind viele derselben im Vorhinein überhaupt gar nicht feststellbar. Nachdem nun alle diese Ursachen, aus denen die erwähnten Gefahrmomente entstehen, nicht gleichzeitig und auch nicht gleich intensiv auf ein Risiko einwirken, pflegt die praktische Handhabung der Feuerversicherung die für die Beurteilung der Rückwirkungen aller Gefahrmomente erforderliche Zeiteinheit mit einem Kalenderjahre zu bemessen und zwar schon deshalb, weil auch die Rückwirkungen der einzelnen Jahreszeiten, z. B. Blitzgefahr im Sommer, die Gefahren aus den Heizungs- und Beleuchtungsanlagen im Winter oder die Gefahren aus den Einlagerungen verschiedener Landesprodukte (speziell von Fechtungsvorräten) im Herbst etc. etc. berücksichtigungswürdige Momente bilden, deren Einwirkung auf das Risiko erprobt werden soll. (Axiom der Unteilbarkeit der Risikoprämie im Jahresdurchschnitt.)

Es wäre daher anzuempfehlen, als Prinzip für die Sammlung der statistischen Daten als primäre Zeiteinheit ein Jahr anzunehmen, aller-

dings ohne Rücksicht darauf, in welchem Monate eines Kalenderjahres die Versicherung beginnt.

Nachdem sich jedoch die Gefahrmomente bei einzelnen Risikengattungen, speziell bei den minder gefährlichen Risiken seltener äußern, während sie bei gefährlicheren Risiken häufiger und intensiver auftreten, könnten selbstverständlich die Rückwirkungen dieser Gefahrmomente nicht verläßlich genug beurteilt werden, wollte man sich nur auf die Resultate dieser primären Zeiteinheit beschränken. Es muß daher für die praktischen Folgerungen, welche aus den Ergebnissen der Statistik gezogen werden sollen, eine verläßlichere Basis in einem längeren Zeitabschnitte gesucht werden.

Darans ergibt sich, daß die Aufzeichnungen der statistischen Resultate nach der primären Zeiteinheit anfangs zumindest durch ein Dezennium fortzusetzen sein werden und daß erst aus den Resultaten eines ganzen Dezenniums die richtigen Informationen über die Rückwirkungen der Gefahren bei einzelnen Risikengruppen oder Risikoklassen geschöpft werden könnten.

Für die weitere Folge würde es dann genügen, das statistische Material in Zeitabschnitten von fünf zu fünf Jahren zu ergänzen beziehungsweise durch andere inzwischen sich ergebende Beobachtungen richtigzustellen.

Auf die Ergänzung der statistischen Aufzeichnungen durch die Resultate und Beobachtungen je weiterer fünfjähriger Zeitabschnitte ist ein großes Gewicht zu legen, zumal es nach der Assekuranzpraxis bekannt ist, daß einzelne Risikengattungen in gewissen Zeitperioden vom assekuranztechnischen Gesichtspunkte wesentlichen Veränderungen in Bezug auf ihre Bonität, sei es durch die Variabilität der wirtschaftlichen Verhältnisse, sei es durch soziale Bewegungen lokalen Charakters u. a. m., unterworfen sind.

Die Versicherungen selbst werden allerdings wohl vielfach auf eine längere oder kürzere Zeitdauer als auf ein Jahr abgeschlossen, doch kann dies für den Statistiker nur als ein Geschäftsbehelf des Betriebes gelten, der ihn durchaus nicht zu irritieren braucht.

Die Prämien, die der Assureur für allenthalben vorkommende unterjährige Versicherungsabschlüsse einhebt beziehungsweise die Bonifikationen, die er allenfalls für mehrjährige Abschlüsse zugesteht, gehören in den Bereich der geschäftstaktischen Erwägungen: in die Tarifpolitik.

2. Arithmetische Grundlagen.

Bei Lösung dieser prinzipiellen Frage muß aus der statistischen Sammlung zunächst wohl derjenige Faktor ausgeschaltet werden, bei

welchem entweder geschäftspolitische Rücksichten im Konkurrenzkampfe oder organisatorische Verfügungen der Privatassekuranz oft eine starke Beeinflussung ausüben, so daß dieser Faktor keine verlässliche Unterlage der Statistik bilden kann: das ist das Versicherungsentgelt (Prämie).

Dieser Faktor unterliegt trotz der allenthalben ausgestalteten Rückversicherungsverbindungen der leitenden Gesellschaften in Bezug auf die gleichartigen Tarifgrundlagen dennoch allzusehr den Einflüssen der Geschäftspolitik, so daß, abgesehen von den Rückwirkungen der Konkurrenz, die Organisation einzelner Gesellschaften, welche auf die Auswahl bestimmter Risikenindividualitäten eingerichtet ist, selbst bei gleichartigen Tarifgrundlagen nur ein einseitiges statistisches Bild geben könnte. Es kann also dieser Faktor für eine allgemeine statistische Grundlage nicht verlässlich verwendet werden.

Unter Festhaltung dieses Gedankenganges wird daher der Überzeugung Ausdruck verliehen, daß für die allgemeine Statistik nur der arithmetische Bedarf für die einzelnen Risikengruppen oder Risikoklassen maßgebend sein kann, welcher Bedarf auf Grund zweier arithmetischer Größen und zwar des versicherten Kapitals und der hierauf bezahlten Schäden (samt Kosten der Schadenfeststellung und der Rettungsspesen) berechnet wird.

Eine Erweiterung der Aufgabe der allgemeinen Statistik wäre aus den vorangeführten Gründen zu perhorreszieren und es kann daher weder die Feststellung der von der Privatassekuranz auf die versicherten Kapitalien bei den einzelnen Risikengattungen oder Risikoklassen erzielten Durchschnittsprämien, noch die Feststellung des Schadenprozentsatzes, der sich aus dieser Prämie im Entgegenhalte zu den Schäden in einer bestimmten Risikengattung ergibt, Gegenstand der allgemeinen statistischen Aufzeichnungen bilden.

3. Das Prinzip der Interessengemeinschaft und dessen weitere Ausgestaltung nach Gefahrenklassen.

Im Kapitel I wurde der Gesichtspunkt der Interessengemeinschaft gleichartiger Risiken ziemlich eingehend erläutert und mit den im Kapitel II angeführten statistischen Daten erscheint das Bedürfnis nach einer Abgrenzung einzelner Risikokategorien für gleichartige Gefahrenseinheiten nach einer Interessengemeinschaft genügend begründet.

Es entspricht wohl auch der Richtung der sozialen Strömungen der Gegenwart, daß dieses wichtige Moment bei einer Arbeit, die dem öffentlichen Wohle dienen soll, nicht außer acht gelassen werde, zumal ausgesprochen werden darf, daß durch eine solche Scheidung der

wirtschaftlich oft von einander grundverschiedenen Interessengruppen eine künftige Bekämpfung der ganzen statistischen Ergebnisse und der daraus zu ziehenden praktischen Folgerungen von einer oder der anderen einander divergierenden Interessengruppen vermieden werden kann.

Von diesem Gedanken geleitet, wird für die Statistik folgende grundlegende Einteilung der Risiken vorgeschlagen:

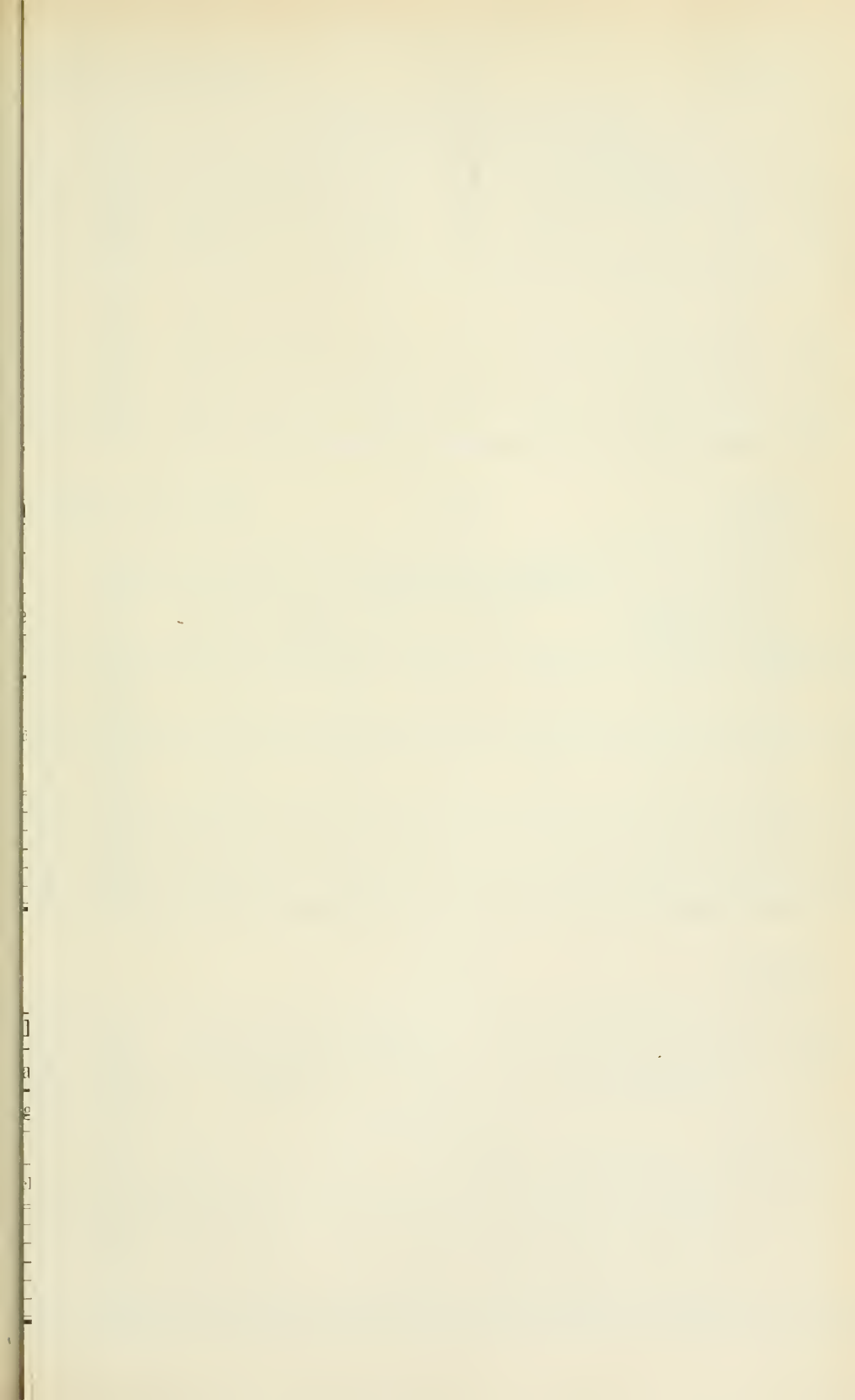
I. *Das Kontingent der Spezialrisiken* mit der Unterteilung in:

1. die Kategorie der Industrieobjekte und zwar
 - a) mit der Riskengruppe der Fabriken und
 - b) mit der Riskengruppe der kleinen gewerblichen Betriebe,
2. die Kategorie der Risiken des Großhandels und des Verkehrswesens,
3. die Kategorie der öffentlichen Zwecken dienenden Objekte mit besonderen maschinellen Einrichtungen und Installationen als Theater, Vergnügungsetablissemments, Bäder etc.

Die Daten dieses Risikenkontingentes liefert eine für sich behandelte statistische Sammlung, die „*Spezialstatistik*“.

Unter dem Begriffe des Spezialrisikos sind verstanden:

1. alle Versicherungen für Gebäude, Inhalt oder Freilager, welche zu einer Industrieunternehmung gehören (als Industrieunternehmung gelten Anlagen zur Erzeugung oder Veredelung von Produkten, die in dieser Anlage durch maschinellen Betrieb oder sonstige Betriebseinrichtungen, sei es mit Handbetrieb, sei es mit mechanischem Betrieb, sei es auf chemischem Wege hergestellt, beziehungsweise bearbeitet werden);
2. alle Versicherungen des Großhandels und des Verkehrswesens. Darunter werden verstanden öffentliche Lagerhäuser, Markthallen, Warenlager der Engros-Geschäfte und zwar solche, die einen Versicherungswert von 250.000 K erreichen oder übersteigen, ferner Speditionslager, Warenverzollungshallen, Transitlager, Schifffahrtsmagazine, Hafenanlagen, Bahnhofsmagazine und Bahnhofsanlagen sowie alle Versicherungen von Verkehrsmitteln;
3. öffentlichen Zwecken dienende Objekte, bei denen besondere Gefahrmomente, sei es durch die maschinellen Einrichtungen, sei es durch die Beleuchtungs- oder Beheizungsart, durch dekorative Ausstattung oder außergewöhnliche Bauart zutage treten, also Theater, Konzerthallen, Vergnügungsetablissemments aller Art, Zirkusse, dann Ausstellungen, Badehäuser, Objekte für den Sport aller Art, Ballsäle, exponiert situierte Hotelanlagen, Aussichtstürme.



BEZIRK:
LAND:

^a *Leishmania* spp. by the JPMI.

BEZIRK:
LAND:

Table 1. The number of cases of *Chlamydia trachomatis* infection in the 1990s, by age group, sex, and country. The number of cases is given as a percentage of the total number of cases in each country

BEZIRK :
LAND:

[illegible]

Der Zweck, den das hier besprochene Prinzip der Interessengemeinschaft verfolgt, wäre selbstverständlich nicht erreicht, wenn die in den unmittelbar vorbezeichneten drei Punkten erörterte Gruppierung nicht noch weiter ausgestaltet würde.

So müssen die Daten über Versicherungen aus dem Industrie-großbetriebe nach einzelnen Industriegruppen und manchmal sogar innerhalb einer Industriegruppe — je nach der größeren oder minderen Feuergefährlichkeit der Manipulation — noch nach den einzelnen Fabrikationszweigen gesammelt werden, wie z. B. bei der Gruppe der Textilindustrie nach Spinnereien und Webereien, bei der landwirtschaftlichen Industrie nach Branereien und Mahlmühlen etc.

Bei den Risiken der Kleinindustrie beziehungsweise bei den gewerblichen Anlagen (als solche werden in der Praxis Betriebsobjekte angesehen, bei denen der Versicherungswert für Gebäude und/oder Inhalt den Betrag von 100.000 K nicht übersteigt), wird eine solche Detaillierung nicht notwendig sein, zumal das praktische Bedürfnis hier eine Vereinfachung dieser Statistik zuläßt. Es würde genügen, wenn diese Riskengruppe nur nach 5 Unterabteilungen statistisch getrennt würde und zwar nach Gewerbebetrieben der Textilindustrie, nach Gewerbebetrieben der Metallbearbeitung, nach landwirtschaftlichen Gewerbebetrieben, nach Gewerbebetrieben der Holzbearbeitung und endlich in einer fünften Kolonne alle sonstigen gewerblichen Betriebe, als: Leder-, Papierverarbeitung etc. — Die hier allenfalls noch notwendigen Unterteilungen würden der Ausgestaltung des Tarifes vorbehalten bleiben.

Was nun die in gegenwärtigem Kapitel unter Punkt I. 2. angeführten Handelsrisiken anbelangt, bei denen das Warenrisiko das ausschlaggebende Moment bildet, ist eine Unterteilung nach den Gefahrsmomenten, die in der Eigenart der Ware liegen, erforderlich. Es müßte durch eine vorangehende Klassifikation möglichst aller Warengattungen eine diesbezügliche Scheidung in den Eintragungen beobachtet werden. Für diese Scheidung würde wohl die Auseinanderhaltung nach drei Hauptklassen genügen, obwohl dies bei der Tarifbildung nicht ganz hinreicht und in der Praxis eine viel weitere Unterscheidung der Gefahren bei dem Warenrisiko platzgreift. Auch hier würde sich aber die praktische Ausbildung des Tarifes mit der Spezialisierung der gefährlichsten Warenklassen behelfen, indem für besonders feuergefährliche, selbstentzündliche oder explosive Stoffe eine Prämienabstufung vorgesehen werden kann.

Der Hauptsache nach müßten die Waren nach folgenden drei Gruppen auseinandergehalten werden:

Erste Warengruppe. Warengattungen, deren Beschaffenheit an und für sich keine Feuersgefahr hervorruft, welche auch gegen die Ein-

wirkungen des Feuers von außen nicht besonders empfindlich sind und die keine Emballage aus leicht brennbaren Materialien erfordern.

Zweite Warengruppe. Waren, welche zwar selbst nicht entzündlich, jedoch gegen die Einwirkungen des Feuers oder schon des Rauches selbst empfindlich sind oder Waren, die leicht brennbare Emballagen haben, sowie Waren, welche wegen ihrer Zerbrechlichkeit nicht rasch geräumt werden können oder die einen Affektionswert haben.

Dritte Warengruppe. Waren, bei denen neben den in Betracht kommenden allgemeinen Gefahrmomenten auch noch eine innere Gefahr der Entzündung besteht oder solche Waren, die durch ihre leichte Brennbarkeit eine rasche Verbreitung des Feuers ermöglichen: ferner Waren, bei denen die Gefahr der Explosion oder Gasentwicklung besteht.

Warenlager, die verschiedene Waren führen und bei denen nicht vorausbestimmt werden kann, welche Warengattungen mit der Zeit zur Einlagerung kommen, z. B. öffentliche Lagerhäuser, Speditionshallen, Markthallen und Magazine des Verkehrswesens, müßten alle in die dritte Warengruppe eingereiht werden.

Was nun die unter I, 3. bezeichneten Spezialrisiken anbelangt (Theater, Vergnügungsetablissemments etc.) wird es ebenso wie bei den Industriebetrieben notwendig sein, eine Spezialisierung nach dem speziellen Zwecke dieser Objekte vorzunehmen.

II. *Das Kontingent der Zivilrisiken* mit der Unterteilung in

1. die Kategorie der Risiken in Stadtgemeinden und
2. die Kategorie der Risiken in Landgemeinden, und diese wieder:
 - a) nach der Riskengruppe des Kleingrundbesitzes und
 - b) nach der Riskengruppe des Großgrundbesitzes.

Die Daten dieses Risikenkontingentes bilden auch wieder den Gegenstand einer für sich abgeschlossenen statistischen Sammlung, die „*Allgemeine Statistik*“, die nach Maßgabe der weiter erörterten Einteilung nach territorialer Abgrenzung und Unterteilung in verschiedene Risikoklassen, unter Berücksichtigung des Gegenstandes der Versicherung ausgestaltet wird.

Unter dem Begriffe des Zivilrisikos sind verstanden alle Objekte, welche nicht in die Umschreibung des Spezialrisikos gehören, und zwar:

Die Kategorie der Stadtrisiken, wobei die Risiken des Privatbesitzes die eine Gruppe, die Risiken der, öffentlichen Zwecken dienenden

Objekte, als: Ämter, Schulen, Kirchen, Kasernen, Spitäler etc. die zweite Risikengruppe bilden. Beide diese Risikengruppen werden zerteilt in Risikenklassen und zwar zunächst in Bezug auf die Versicherungen der Bauobjekte und Versicherungen des Inhaltes, wobei dort, wo es sich um Versicherungen der ersten Risikengruppe handelt, der Inhalt getrennt wird nach den Versicherungen von Fahrnissen (Mobilien, Haushaltungseinrichtungen inklusive der dem kleinen Hausgewerbe angehörigen Utensilien) und nach Versicherungen von Waren bis zu 250.000 K Versicherungswert, welche letztere wiederum, wie bei dem Spezialrisiko, der „Handelsgruppe“ nach Waren der dort erörterten drei Gefahrenklassen, den drei „Warengruppen“ auseinanderzuhalten sind. Außerdem muß mit Rücksicht darauf, daß bei vielen Landstädten die Landwirtschaft einen namhaften Teil der Erwerbsquelle der Bevölkerung bildet, eine Kolonne für die Eintragungen der Versicherungen von Ernteprodukten vorgesehen werden.

Bei der Kategorie der Landrisiken soll neben der Einteilung nach der Risikengruppe für den Kleingrundbesitz und nach der Risikengruppe für den Großgrundbesitz noch unterschieden werden nach Versicherungen von Gebäuden und Inhalt solcher Objekte, die nicht landwirtschaftlichen Zwecken dienen, zumal auch in Landgemeinden Objekte vorkommen, die in vorgenannte zwei Gruppenabteile nicht eingereiht werden können, z. B. Gebäude, die für den Sommeraufenthalt der städtischen Bevölkerung bestimmt sind, als: Villen, Bäder, ferner öffentlichen Zwecken dienende Objekte der Dorfgemeinden, als Ämter, Schulen, Kirchen, Pfarren und endlich städtisch gebaute Objekte des Handels, soweit sie natürlich nicht in das „Handelsrisiko“ rangieren, also den Versicherungswert von 250.000 K nicht erreichen.

Auch bei der Gruppierung der landwirtschaftlichen Risiken sind Risikenklassen zu unterscheiden für Gebäude, Mobiliar, lebendes wie totes Inventar und Ernteprodukte.

Bei den landwirtschaftlichen Risiken des Großgrundbesitzes ist auch eine Kolonne für die Versicherung von Waldbeständen vorzusehen.

Was nun die Definition des Großgrundbesitzes anbelangt, so wird das Kriterium für die Beurteilung dessen, was Groß- und Kleingrundbesitz ist, wohl nur in einer bestimmten Höhe der Versicherungssumme gesucht werden können, nachdem andere Unterscheidungsmerkmale außerordentlich schwer und nicht verläßlich festzustellen wären. Existieren doch z. B. landtäfliche Güter, die politisch als Großgrundbesitz figurieren, assekuranztechnisch aber anderen fortschrittlich eingerichteten großen Bauernwirtschaften an Bonität weit nachstehen. Es wäre daher festzustellen, daß Versicherungen landwirtschaftlicher Objekte unter die Risiken des Großgrundbesitzes

rangieren, wenn ihr Versicherungswert für Gebäude, Mobilien, lebendes, totes Inventar, wie auch Ernteprodukte, sei es jedes für sich oder zusammengenommen, den Betrag von K 100.000.— erreicht oder übersteigt.

4. Für welche territorialen Wirtschafts-(Länder-) Gebiete wird eine selbständige Statistik zum Zwecke des Ausgleiches der Rechte und Pflichten der Versicherten (Schadenersatz und Versicherungsentgelt) anzulegen sein?

Die Grenzen einzelner Wirtschaftsgebiete zu bestimmen, innerhalb welcher die Leistung und Gegenleistung im Versicherungsgeschäfte gewissermaßen bilanziert werden soll und für welche daher auch die statistischen Sammlungen je als ein geschlossenes Ganzes angelegt werden müßten — wird wohl den Verbänden der Privatassekuranz in jedem einzelnen Staatswesen nach Maßgabe seiner sonstigen wirtschaftlichen Organisation und seines Besteuerungssystemes überlassen bleiben müssen; wenn nur alle diese Organismen in der grundlegenden Gruppierung der Risiken, nach einer einheitlichen, versicherungstechnischen Basis arbeiten.

Es liegt in der Natur der Sache, daß solche Risikenindividualitäten, wie es die Spezialrisiken sind, nicht nur des Zweckes ihrer Bestimmung wegen, sondern auch schon wegen ihrer verhältnismäßig geringeren Anzahl, weite Territorien für die Kompensation an Versicherungsentgelt und Schaden erfordern, während dieser Ausgleich bei anderen mehr den Privatzwecken dienenden Risikokategorien (Zivilrisiken) in engeren Grenzen möglich, ja auch notwendig ist, soll die Berücksichtigung gleichartiger Interessen zur Geltung kommen.

Die Risikokategorien internationalen Charakters können innerhalb der weiten Grenzen eines bestimmten gesetzgebenden Gebietes oder mehrerer in gesetzgebender Richtung gleichartig beschaffener Geltungsgebiete ganz gut eine Interessengemeinschaft bilden und es braucht bei diesen Risikokategorien die Ausgleichung zwischen Leistung und Gegenleistung nur so weit territorial begrenzt zu werden, als Einflüsse der sozialen Gesetzgebung, geltende Bauordnung oder besondere wirtschaftliche Einrichtungen eine Rückwirkung auf die Ausgestaltung der Risiken dieser Kategorien ausüben.

Bei den dem Privatgebrauche, der Familie oder dem einzelnen Individuum dienenden Risiken wird dagegen eine territoriale Begrenzung für die Ausgleichung in einer Interessengemeinschaft zum allgemeinen Bedürfnisse, dem z. B. auch die Gründung der vielen territorial begrenzten Landes-, Bezirks- und Lokal-Versicherungsvereine entspringt.

Die allgemeine wirtschaftliche Ausgestaltung Österreichs würde beispielsweise als territoriale Einheit für das Zivilrisiko die Grenzen der einzelnen Kronländer erfordern, während für das Spezialrisiko der ganze Umkreis der österreichisch-ungarischen Monarchie angenommen werden kann.

Die Berücksichtigung der Eigentümlichkeiten der einzelnen Länder beziehungsweise die möglichst detaillierte Anpassung des Versicherungsschutzes an die lokalen Bedürfnisse eines Landesteiles (Bezirk, Komitates etc.), sei es zur Befriedigung der Interessen der Bergbewohner mit ihrer Viehzucht und Hausindustrie oder der ackerbautreibenden Landbewohner, sei es zur Ausgestaltung der Interessen der Stadtgemeinden mit ihren Handels- und Gewerbe-Unternehmungen, bildet die wichtigste Aufgabe des modernen Assekuranzwesens. Die Entwicklungsfähigkeit unserer Privatassekuranzen in der Individualisierung dieser Bedürfnisse bildet denn auch ein Ehrenblatt in der Geschichte der heimischen Versicherungsindustrie, welcher speziell in Österreich-Ungarn hinsichtlich der Verschiedenartigkeit der Bedürfnisse der Völker dieser Monarchie eine weitgehende Vielseitigkeit zugebracht war.

5. Das Prinzip der engeren territorialen Abgrenzung der Gefahreneinheiten im Zivilrisiko.

Bei Besprechung der versicherungstechnischen Gesichtspunkte im Kapitel I wurde schon darauf hingewiesen, wie notwendig sich die territoriale Abgrenzung der Gefahreneinheiten für die Betätigung des Ausgleiches zwischen Schadenersatz und Versicherungsentgelt im praktischen Geschäftsbetriebe bei dem Zivilrisiko erwiesen hat. Es ist auch schon angedeutet worden, daß für die Ausgestaltung dieses Prinzipes nicht nur objektive Momente in Bezug auf die vorhandenen Bautypen oder auf die Art der Anlage ganzer Orte in einem territorialen Gebiete, sondern auch wichtige allgemein wirtschaftliche Momente maßgebend sind, deren Rückwirkungen wohl nicht konstant, aber zeitweilig doch so einschneidend zutage treten, daß zur Regulierung derselben ein Mittel vorhanden sein muß, durch welches auch einer zuweilen auftretenden Demoralisierung auf dem Gebiete der Feuerversicherung wirksam gesteuert werden kann.

Bei der näheren Umschreibung dieses Prinzipes drängt sich die Frage auf, wie die territorialen Grenzen gezogen werden sollen, um die gleichartigen Einrichtungen für die Lebensbedürfnisse und die gleichartigen Ausgestaltungen sozialer und wirtschaftlicher Verhältnisse zweckentsprechend abzustecken.

Diese Abgrenzung würde in der Praxis allerdings auf Schwierigkeiten stoßen, wollte man sich dabei allein von dem rein assekuratorischen Standpunkte leiten lassen und die Abgrenzung wirklich nach den verschiedenartigen Ausgestaltungen der einzelnen Territorien — ohne Rücksicht auf die vorhandenen staatlicherseits geschaffenen Verwaltungsgebiete ziehen. Von einer derart gedachten Einrichtung, d. h. von der Schaffung eigener territorialer Abgrenzungen müßte infolge der sich dabei ergebenden großen Schwierigkeiten Abstand genommen und für die Ausgestaltung dieses Prinzipes der Grundsatz ausgesprochen werden, daß für die Betätigung der Interessengemeinschaft innerhalb einer Risikengruppe, soweit es sich um die Kategorie der Landrisiken handelt, die kleinste Verwaltungseinheit des Staates (bei uns in Österreich z. B. der Gerichtsbezirk) benützt wird. Durch die Annahme dieser möglichst kleinsten territorialen Aufteilung erscheint denn auch der Zweck, nämlich die Berücksichtigung der Verschiedenheit der wirtschaftlichen Bedürfnisse gewahrt. Die Klassifikation der Bezirke müßte dann, wie an anderer Stelle bemerkt wird, nach der in einem solchen Territorium vorherrschenden Bauart der Objekte und Anlage der Ortschaften unter Berücksichtigung der Benützungsort der Wohn- und Erwerbsstätten der Bevölkerung und den vorhandenen Löscheneinrichtungen festgestellt werden.

Was nun die Kategorie der städtischen Risiken anbelangt, so hat der Grundsatz der in manchen Ländergebieten eingeführten Klassifikation einzelner Städte nach bestimmten Merkmalen bereits eine praktische Ausgestaltung gefunden und es braucht diese Risikokategorie nicht erst nach den kleinsten staatlichen Verwaltungsgebieten auseinandergehalten zu werden, sondern es kann diese Risikokategorie nach ganzen Kronländern, selbstverständlich immer unter Berücksichtigung der den einzelnen Städten anhaftenden Merkmale und Klasseneinteilung zusammengefaßt werden.

Bei der praktischen Ausgestaltung dieser Grundsätze werden natürlich vereinzelte Ausnahmen zu finden sein, die aber im Rahmen dieser Grundsätze sehr leicht Berücksichtigung finden können. So z. B. werden in einzelnen Kronländern Gemeinden vorkommen, die von der politischen Behörde wohl zu Städten erhoben wurden, die aber vom assekuranztechnischen Gesichtspunkte in Bezug auf ihre Ausgestaltung und auf ihre wirtschaftlichen Einrichtungen den Merkmalen von Städten nicht entsprechen, so daß sie assekuranztechnisch ebenso wie die Dorfgemeinden behandelt werden müssen. Derlei Stadtgemeinden würden einfach nicht in die Klassifikation der Städte aufgenommen werden, sondern wären bei der Bearbeitung der Statistik unter die Dörfer ihres Bezirkes einzureihen.

Wie bereits an einer anderen Stelle dieser Abhandlung gesagt, soll die Feststellung der Klassifikationsmerkmale der Städte durch besondere Sachverständige der betreffenden Ländergebiete vorgenommen werden, damit die Eigentümlichkeiten der einzelnen Länder entsprechend berücksichtigt werden und in der Statistik möglichst plastisch hervortreten. Es kann daher nicht die Aufgabe der vorliegenden Abhandlung sein, diese Klassifikationsmerkmale zu fixieren und seien nach dieser Richtung hin hier nur im allgemeinen einige assekuranztechnische Gesichtspunkte angeführt.

Im allgemeinen wären bei der Stadtklassifikation zu unterscheiden:

- a) Großstädte, deren Charakter dadurch umschrieben erscheint, daß für dieselben eine eigene Bauordnung besteht, wonach jedes einzelne, zumeist modern gebaute Objekt als abgeschlossene Gefahrenereinheit betrachtet werden kann, wo ferner eine ausgiebige Organisation des Rettungs- sowie des Feuerlöschwesens, namentlich eine der permanenten Dienstpflicht unterstehende Berufsfeuerwehr existiert, die mit allen modernen Lösch-, Signal- und Alarmapparaten ausgerüstet und in gutgeschulten Abteilungen über alle Bezirke der Stadt verteilt ist, wo ferner das ganze Stadtgebiet mit Hydrantenanlagen versehen ist und eine behördliche Kontrolle über die stete Beobachtung der Feuerpolizeiordnung besteht.
- b) Stadtgemeinden moderner Anlage mit Häusern zumeist massiver mehrstöckiger Bauart, feuersicherer Bedachung, vorwiegend breiten Straßen oder Industrie- und Kurorte mit zerstreut situierten Objekten städtischer Bauart, in beiden Fällen mit vorzüglich organisierter freiwilliger Feuerwehr, modernen Lösch-einrichtungen, Wasserleitungs- und Hydrantenanlagen.
- c) Städte älteren Ursprungs, deren Zentren wohl eine massive, stöckige Bauart und weit vorwiegend feuerfeste Bedachung der Objekte aufweisen, woselbst jedoch die Straßen eng und die Häuserreihen oft mit den Dachsäumen zusammengebaut sind und Städte, bei denen sich der wirtschaftliche Aufschwung durch Handel, Industrie und nicht in letzter Reihe auch durch rege Märkte kundgibt und die sich durch modern angelegte Vorstädte erweitern und vergrößern, sowie über moderne Organisationen des Feuerlöschwesens verfügen.
- d) Städte älteren Ursprungs und älterer stöckiger Bauart, die den Konstriptionsnummern nach mehr als ein Drittel der Bauobjekte unter Schindeldach (Holzdachung) aufweisen, bei denen ferner wohl nicht gut ein totaler Ortsbrand, aber doch die Vernichtung

- eines ganzen Stadtteils gewärtigt werden kann und die ihre eigene Feuerwehr sowie auch genügenden Wasservorrat haben.
- e) Kleinere städtische Gemeinden, bei denen entweder der landwirtschaftliche Charakter hervortritt, oder solche, die überwiegend Arbeiter- oder Handwerkerbevölkerung haben und primitiver angelegt sind.

6. Das Prinzip einer rationellen Tarifbildung.

Die Ergebnisse der Statistik, die für einzelne Risikokategorien beziehungsweise Risikengruppen oder Risikoklassen und für bestimmte Territorien den arithmetischen durchschnittlichen Prämienbedarf liefern, bilden wohl für den praktischen Geschäftsbetrieb der Versicherung eine der wichtigsten Grundlagen: es darf jedoch nicht vergessen werden, daß die Resultate dieser statistischen Ergebnisse nur einen Bruchteil des Bedarfes darstellen, mit dem die Assekuranz bei Bestimmung der Prämiensätze selbst im praktischen Betriebe rechnen muß.

Der Tarifsatz, der für die Übernahme eines Risikos dem schutzsuchenden Publikum gegenüber in Anwendung kommt, besteht aus einer Reihe von Faktoren, von welchen mehrere außerhalb des Rahmens der statistischen Erhebungen liegen. Diese Faktoren sind folgende:

1. der statistisch nachgewiesene arithmetische Bedarf (die Risiko-prämie);
2. ein Äquivalent dieser Risikoprämie zur Sicherstellung der Rechte der Versicherten für unvorhergesehene Katastrophen (Spar-prämie oder Prämienreserve);
3. die Anwerbekosten (Provisionen und Reisekosten), wie sie die Organisation der Privatversicherung bedingt;
4. die internen Verwaltungsausgaben für eine fachgemäße und assekuranztechnische Leitung und Überwachung, ferner die Gesamtregie einschließlich der Versorgung der Beamtenschaft, der Steuern, der Staats-, Landes- und sonstigen Abgaben, Unterstützungen der Feuerwehren und Wohlfahrtseinrichtungen;
5. der berechnete Anspruch auf einen Gewinn und die Verzinsung des investierten Kapitals bei den nicht auf wechselseitiger Haftung beruhenden Organismen.

Die hier ad 2. bis 5. bezeichneten Faktoren werden nicht bei allen Risikokategorien in gleich hohem Maße anzuwenden sein; so z. B. erheischt das Spezialrisiko mit Rücksicht auf die damit verbundene außerordentliche Größe der Haftung und die notwendige besondere technische Behandlung und Überwachung einen ungleich höheren Aufwand als andere Risikokategorien.

Von den oben bezeichneten fünf Faktoren hat die Statistik nur den erstgenannten festzustellen: wohl den wichtigsten, aber doch nur diesen einzigen. Die übrigen drei beziehungsweise vier Faktoren können nicht den Gegenstand der statistischen Erhebungen bilden und wird diesbezüglich als Prinzip aufgestellt, daß die Tarifbildung bei der Privatversicherung für einzelne Risikokategorien wohl auf Grund des statistisch nachgewiesenen Bedarfes erfolgen soll, die weiteren für die Bestimmung der Prämiensätze erforderlichen Faktoren jedoch dem Tarifaufbau beziehungsweise der Geschäftstaktik der Privatassekuranz vorbehalten bleiben, zumal die Bedürfnisse der einzelnen auf verschiedenen Grundlagen organisierten Gesellschaften auch verschieden sind und die allgemeine Statistik unmöglich den Zweck verfolgen kann, die Rückwirkungen einer gesunden Konkurrenz aufzuheben.

Wenn sich nun wie vorstehend erläutert, schon ein wichtiger Teil der Kalkulationsgrundlagen für die tarifarische Grundprämie den statistischen Feststellungen entzieht, wie weit schwieriger wäre es, weitere wichtige Momente einer rationalen Tarifbildung in statistische Formen einzwängen zu wollen.

Schon im Eingange dieser Abhandlung wurde darauf hingewiesen, daß das Bestreben der Privatassekuranz im Interesse der Bevölkerung dahin gehen muß, ihren Bedarf durch möglichste Individualisierung der Risikenbeurteilung auszugestalten.

In diesem Grundsatz wurzelt denn auch ein wichtiges Bedürfnis für die Ausgestaltung der Tarife durch Rücksichtnahme auf eine ganze Reihe von Risikenmerkmalen, von denen wiederum einzelne auf die nähere objektive Beschaffenheit einer Gefahreinheit, andere wieder auf geschäftstaktische Momente zurückzuführen sind.

Um einige Beispiele anzuführen: In objektiver Hinsicht wird in manchen Gebieten ein Unterschied gemacht werden müssen zwischen der mehrstöckigen und ebenerdigen Bauart der Objekte, weil dieses Moment für bestimmte Ländergebiete ein außerordentlich wichtiges Unterscheidungsmerkmal für die Bonität des Risikos bildet. Ebenso muß auch unterschieden werden zwischen der Prämie für Objekte massiver Bauart und für solche von Holz, während die Statistik nur die Bedachungsart berücksichtigt. Bei Waren und beweglichen Gegenständen überhaupt wird ein Unterschied gemacht werden müssen zwischen solchen Werten, die in massiv gebauten und gewölbten Lokalen zur Versicherung gelangen und solchen, die diesen Schutz nicht aufweisen, oder die gar unter einer höheren Gefahr z. B. in den Räumen der Dachgeschosse versichert werden, u. a. m.

In geschäftstaktischer Beziehung wird weiters die Privatassekuranz der Partei, die sich bei ihr auf eine längere Reihe von Jahren, z. B. wie es allenthalben üblich ist, auf 10 Jahre mit der Einhaltung ihrer Versicherung verpflichtet, für das Ersparnis einer wiederholten Anwerbung und der damit verbundenen Kosten, gerne ein besonderes Zugeständnis machen, d. h. ihr einen Teil der vorangehend aufgezählten Faktoren, aus denen die Tarifprämie besteht, nachlassen, etc.

Inwieweit die für einzelne Risikengruppen beziehungsweise Risikoklassen durch die Statistik festgestellten durchschnittlichen Bedarfsprämien unter Berücksichtigung der vorerwähnten besonderen Merkmale eines Risikos nach unten oder nach oben reguliert werden sollen, oder wie viel, d. h. welcher großen Anteil eine Gesellschaft in geschäftstaktischer Erwägung — wie z. B. bei dem vorerwähnten Falle der mehrjährigen Versicherungsverpflichtung — von den ad 3. bezeichneten Anwerbekosten einer Partei bonifiziert, muß wohl einer gesunden Entwicklung der Konkurrenzverhältnisse des Versicherungswesens überlassen bleiben. Einerseits wird jeder rationell geleitete Versicherungsbetrieb stets darauf bedacht bleiben, daß das statistisch festgestellte Erfordernis für jede Risikoklasse bei Hinzuzählung der ganzen Verwaltungskosten durch die tatsächlich erzielte Durchschnittsprämie in derselben Risikoklasse gedeckt wird, andererseits wird für eine zulässige Grenze der für ein Risiko erreichbaren Prämie nach oben stets die vielgestaltete Konkurrenz der gut organisierten Privatversicherungsanstalten sorgen.

Mit diesen Erwägungen wird keinesfalls etwa der Wert des statistischen Materials irgendwie geschmälert, es muß vielmehr konstatiert werden, daß schon mit der Sicherstellung der Risikoprämie für alle vorangehend angeführten Risikokategorien und Risikengruppen ein bedeutendes nützliches Werk sowohl im Interesse der Versicherungssuchenden als auch für das Versicherungswesen selbst geschaffen wäre, dessen Studium sich auch nach manch anderer Richtung hin der öffentlichen Verwaltung nützlich zeigen würde.

7. Prinzipielles über die Organisation der statistischen Arbeiten.

Mit der Einrichtung einer allgemeinen, auf gleichen Grundlagen aufgebauten statistischen Organisation würde nur dann ein wünschenswerter Erfolg erzielt werden können, wenn das Material nach ganz gleichen Grundsätzen, wie dieselben weiter in dem Kapitel „Bearbeitungsmethoden“ erläutert werden, von allen, der Privatassekuranz dienenden Organismen gesammelt würden.

Es ist zweifellos, daß die großen Organismen der Privatassekuranz diese Anregung in Erkenntnis der außerordentlichen Wichtigkeit, welche dieser Gegenstand für die Sicherstellung einer assekuranztechnischen Basis für die Zukunft hätte, mit Freuden begrüßen und aufnehmen werden und dies umsomehr, als ja keine dieser Gesellschaften durch die damit verbundenen Arbeiten — bei sparsamer Gestaltung der Bearbeitungsmethoden — allzusehr belastet würde.

Anders stellt sich die Sache allerdings bei den kleinen Organismen der Privatassekuranz, speziell bei den in manchen Kronländern organisierten Lokal- oder Bezirksvereinen, bei denen es infolge der daselbst bestehenden primitiven Einrichtungen und mangels einer assekuranztechnischen Leitung des Geschäftes, zweifelhaft erscheint, ob diese kleinen Organismen der Privatassekuranz imstande sein werden, ein solches Material zu sammeln und abzuliefern.

Einem staatlichen Zwange in Bezug auf die Lieferung dieser statistischen Daten — möge dieser Zwang in welcher Form immer erfolgen — könnte unmöglich das Wort gesprochen werden. Es geht denn auch — wie hier ausdrücklich konstatiert sei — der ganze Aufbau dieser Abhandlung von dem leitenden Gedanken aus, daß die Einführung der allgemeinen Statistik nur einen Selbstbehelf der Privatassekuranz bilden könnte und daß damit nur aus eigener Kraft des Privatversicherungswesens und mit dem Aufgebote der vereinten Kräfte aller Organismen der Privatversicherung ein weiterer Schritt auf dem Gebiete der Versicherungswissenschaft zu schaffen wäre.

Sowohl die in manchen Kronländern Österreichs bestehenden Landesversicherungsanstalten als auch die anderwärts organisierten staatlichen Versicherungsstellen, die sogenannten Brandkassen, dürften sich wohl der Organisation dieser allgemeinen Statistik anschließen. Die Schwierigkeit liegt also, wie schon erwähnt, nur bei den kleinen Privatversicherungsvereinen, auf deren Mitwirkung jedoch unmöglich verzichtet werden kann, zumal in manchen Ländern, wie z. B. im Königreiche Böhmen es der Fall ist, der Geschäftsstock dieser Lokalvereine einen ganz bedeutenden Teil des Versicherungsbestandes, speziell in dem landwirtschaftlichen Risiko bildet und die statistischen Daten der anderen Versicherungsanstalten allein in Bezug auf viele Bezirke gar kein richtiges Bild geben würden, zumal eben in diesen Bezirken das Gros dieser Versicherungen bei solchen Bezirksassekuranzen gezeichnet ist. Um dies mit Ziffern zu belegen, seien hier die eingehobenen Prämien im Bereiche des Königreiches Böhmen nach den vier Gruppen der Versicherungsinstitute angeführt:

Von der Gesamtprämie des Jahres 1906 per K 20,257.567.70 entfallen

K 10,426.318·23 auf die Aktiengesellschaften,

K 5,455.236·10 auf die wechselseitigen Anstalten,

K 2,015.309·31 auf die Industrie-Versicherungsverbände und

K 2,360.704·06 auf die Bezirks- und Lokal-Versicherungsvereine.

Diese Beteiligung der Bezirks- und Lokal-Versicherungsvereine mit mehr als 10% der Gesamtprämie resultiert aus der Versicherung des kleinen Risikos und übt naturgemäß in diesen Riskengruppen einen bedeutenden Einfluß auf die statistischen Ergebnisse aus.

Wie wichtig übrigens die Einbeziehung der Ergebnisse auch dieser Lokalvereine für eine allgemeine Statistik ist, soll hier noch von einem anderen, subjektiven Momente aus beleuchtet werden.

Im Absatz II, in welchem einige statistische Daten angeführt erscheinen, ist aus dem Vergleiche der Verhältniszahlen zu ersehen, welch großer Bedarf an Schadenersätzen über den ausgewiesenen Durchschnittsbedarf gerade bei dem landwirtschaftlichen Risiko in einem Zeitabschnitte von ganzen zwei Dezennien in einem kulturell vorgeschrittensten Kronlande, bei einer groß organisierten Gesellschaft zu decken ist und jeder Eingeweihte wird schon aus diesen Verhältniszahlen erkennen, wie ungünstig die Resultate aus dieser Riskengruppe sich gestalten. Nun müßte man selbstverständlich fragen, wieso die kleinen Bezirksvereine, die mit ihrem Geschäfte gerade auf diese Risikokategorie zumeist angewiesen sind, prosperieren können.

Die bei diesen Vereinen infolge ihrer primitiven Einrichtungen sich ergebende überaus niedrige Regie und die ihnen zu Gebote stehende Ausnützung der verbenden Idee des Lokalpatriotismus, die ihnen alle größeren Anwerbekosten erspart, bilden wohl einen Teil der in befragtem Sinne liegenden Aufklärung, doch nicht den Hauptgrund hiefür. Daß diese Vereine gerade in dem, anderwärts in so erschreckendem und anhaltendem Maße passiv verlaufenen Geschäfte der landwirtschaftlichen Versicherungen prosperieren können, findet in der Hauptsache durch einen ganz anderen Umstand die richtige Erklärung, der einer sehr interessanten Erscheinung aus dem Leben der Landbewohner entspringt. Die Prosperität dieser Bezirksvereine ist geradezu bedungen durch ihren eng begrenzten Wirkungskreis und durch die in diesem engen Wirkungskreise organisierte vorsichtige, geradezu instinktive Auswahl der Risiken und zwar nicht einmal so sehr in Bezug auf die objektive Qualität der Risiken als der Hauptsache nach vielmehr auf die subjektiven Momente jedes einzelnen Mitgliedes. Mit staunenswertem Scharfblick verstehen es die Bauern, aus dem Kreise ihrer Mitbürger die vertrauenswürdigsten und verlässlichsten, sowie sozial günstigst gestellten für die Mitgliedschaft ihres Bezirksvereines herauszuklauben.

Selbstverständlich darf auch nicht vergessen werden, daß diese Bezirksvereine zumeist in solchen Gegenden arbeiten, wo die Ortschaften zerstreut liegende Bauanlagen aufweisen, wo also ein größerer Ortsbrand nicht zu gewärtigen ist.

Aus diesen, direkt aus der Praxis gegriffenen Momenten geht hervor:

1. daß der Aufbau und die Verwendung einer allgemeinen Statistik den großen Assekuranzkompagnien keine besonderen Schwierigkeiten bereiten und von denselben als notwendig erkannt wird;
2. daß bei Aufstellung der allgemeinen Statistik schon aus Gründen geschäftstaktischer Natur als Vorbedingung hingestellt werden muß, daß auch die Organismen der kleinen Versicherungsvereine das für diese Statistik erforderliche Material liefern und daß daher der sich ergebende Prämienbedarf nur aus den Resultaten der Geschäftsbetriebe aller Versicherungsorganismen verwertet werden kann.
3. Als Sammelstelle für die seitens der einzelnen Versicherungsorganismen zu liefernden statistischen Daten müßte unbedingt eine unparteiische, von der Gemeinsamkeit selbst geschaffene und erhaltene, keinerlei Geschäftsinteressen vertretende Stelle bestimmt werden, die dazu berufen wäre, die ihr gelieferten Daten nach einem im voraus bestimmten Plane zusammenzufassen.
4. Die Ergebnisse des in Rede stehenden statistischen Materiales müßten wohl nach den einzelnen Riskenklassen zusammengestellt, dürften jedoch nur in Ziffern der summarischen Resultate publiziert werden, so daß daraus der Umfang des Geschäftsbetriebes der einzelnen Gesellschaften nicht erkenntlich wäre, weil eine diskrete Behandlung der Geschäftseinrichtungen einzelner Gesellschaften gewahrt bleiben muß.
5. Die Publikation der Ergebnisse der allgemeinen Statistik hätte entsprechend der in Punkt 1 dieses Kapitels (Zeiteinheit) erläuterten Grundsätze das erstemal nach Ablauf von 10 Jahren und in weiterer Folge in Zeiträumen von fünf zu fünf Jahren zu erfolgen.

Die zu treffenden Detailbestimmungen über die Gebarung der genannten gemeinsamen Sammelstelle bilden nicht den Gegenstand der vorliegenden Abhandlung und bliebe es den Anstalten vorbehalten, sich diesbezüglich selbst noch zu einigen und Macht der Erkenntnis der außerordentlichen Nützlichkeit dieses statistischen Werkes auch die kleinen Versicherungsorganismen zur gemeinsamen Mitwirkung zu veranlassen.

IV.

Anschließend an die im vorangehenden Kapitel erläuterten Prinzipien soll mit nachfolgenden Ausführungen die praktische Ausgestaltung und Einführung einer, diesen Prinzipien entsprechenden Statistik, also *die Bearbeitungsmethode* behandelt werden.

Dabei ist das Hauptaugenmerk darauf zu richten, daß durch das Arbeitsaufgebot, welches die Zusammenstellung des statistischen Materiales mit sich bringt, die Regie der Anstalten nicht allzusehr belastet werde. Es soll im Gegenteil den Anstalten die Bearbeitung des statistischen Materiales durch die Ausgestaltung der im Privatbetriebe der Assekuranzen bereits bestehenden praktischen Einrichtungen erleichtert und diese Einrichtungen so gestaltet werden, daß denselben neben dem akademischen Werte der statistischen Sammlungen auch noch der Wert ihrer praktischen Verwendung für den direkten Geschäftsbetrieb innewohne, so daß sie tatsächlich eine verlässliche Handhabe auch für andere wichtige Maßnahmen und praktische Vorkehrungen des Betriebes selbst bieten.

Von diesem Gesichtspunkte geleitet, wird bemerkt, daß für den in Rede stehenden Zweck zunächst wohl diejenige Geschäftseinrichtung in Betracht kommt, die dermal dazu dient, die hauptsächlichsten Daten der gezeichneten Versicherungen in Ortsregistern verzeichnet zu sammeln, wo diese Aufzeichnungen (ganz abseits der sonstigen Eintragungen der Prämien in die Buchungsbücher) in erster Reihe einen assekuranztechnischen Behelf für die Evidenzhaltung des Engagements der Anstalten in den einzelnen Orten bilden.

Wenn diese Eintragungen des neu einlaufenden Geschäftes von einem bestimmten Termine ab nach einem zwischen den Gesellschaften vereinbarten Schema erfolgen und bei Erneuerung des in den Ortsregistern noch nach altem System verzeichneten Geschäftsstockes die sukzessiven Eintragungen nach dem neuen Schema besorgt werden, so wird man nahezu das gesamte Feuerversicherungsgeschäft nach Ablauf eines Zeitraumes von zirka 7 Jahren nach den bestimmten Risikengruppen und Risikoklassen systematisch geordnet haben, und zwar schon nach 7 Jahren deshalb, weil der Geschäftsstock einer Anstalt, trotzdem vielfach Versicherungen auf eine zehnjährige Dauer abgeschlossen werden — erfahrungsgemäß im Durchschnitt doch innerhalb eines Zeitraumes von 7 Jahren zum größten Teile zur Konvertierung gelangt. Rascher würde man allerdings zum Ziele gelangen, wenn sich die Gesellschaften verpflichten könnten, binnen zwei Jahren ihren ganzen Geschäftsstock auf das neue Schema zu übertragen, doch würde dies eine ungemein mühsame Arbeit und dadurch auch ein

bedeutendes Plus an Regieaufwand erfordern. Es könnten nämlich zu den Übertragungen die alten Ortsregister nicht verwendet werden, weil sie zumeist keine genügenden Erkennungsmerkmale des Risikos enthalten, sondern es müßten vielmehr die Akten jeder einzelnen Versicherung geprüft werden, was natürlich sehr mühsam wäre. Außerdem ist es auch noch fraglich, ob bei allen Gesellschaften die Urakten (Priora) bei der Aufnahme der Risiken von allem Anfang an schon derart durchgearbeitet sind, daß darnach das Erkennungszeichen für die neu systemisierten Risikoklassen festgestellt werden könnte.

Mit der Erwägung dieser letzteren Frage taucht aber auch schon ein neues Bedürfnis für die Zukunft auf. Soll nämlich in Bezug auf die Gruppierung der Risiken wirklich eine verlässliche statistische Arbeit geliefert werden, so wird es unbedingt notwendig sein, daß sich die Versicherungsanstalten neben der Bestimmung eines gemeinsamen Schemas für die Ortsregister auch noch hinsichtlich einer einheitlichen Ausgestaltung der Versicherungsanträge einigen. Zumindest müßten, so weit es die gemeinsamen Interessen erheischen, bestimmte Merkmale des Risikos für die Fragestellung des Versicherungsantrages vereinbart werden und es wäre dann selbstverständlich auch darauf zu sehen, daß diese Fragen von den Parteien entsprechend beantwortet werden.

Für die künftige Führung der Ortsregister, die gleichzeitig auch das statistische Material liefern sollen, wird vorgeschlagen:

- a) Jeder Ort erhält einen eigenen Bogen für das Zivilrisiko und, wo Spezialrisiken vorkommen, einen zweiten Bogen für diese Risiken.
- b) Als Grundsatz wird ausgesprochen, daß die Eintragungen nicht alljährlich erneuert werden, sondern für die ganze Dauer des Versicherungsvertrages gelten. Die Schäden müssen allerdings alljährlich zu der betreffenden Versicherungspost zugetragen werden, wodurch auch sofort ersichtlich wäre, sobald auf ein und dieselbe Versicherung wiederholte Schäden vorkommen sollten.
- c) Das Arrangement der Ortsbögen, betreffend das Zivilrisiko, ist sowohl für die Landgemeinden als auch für die Stadtgemeinden nach dem im Anhange beiliegenden Muster zu treffen. Für das Spezialrisiko sind Registerbögen wohl auch ortsweise, laut des im Anhange gleichfalls mitfolgenden Musters zu führen, dieselben liefern aber nicht wie die Ortsbögen des Zivilrisikos abgeschlossene Resultate, sondern müssen nach der in denselben geführten näheren Bezeichnung der Risiken, zwecks deren weiteren Gruppierungen (siehe Punkt d) ergänzt werden.

- d) Vom Zeitpunkte des Beginnes der sukzessiven Eintragungen nach dem neu beschlossenen Systeme wäre von jeder der einzelnen Gesellschaften alljährlich am Jahresschlusse der Versicherungsbestand festzustellen. Zu diesem Behufe wären zuerst bei den das Zivilrisiko betreffenden Ortsbögen die stornierten Posten wegzustreichen und sowohl die im Laufe des Jahres gezeichneten als auch die aus den Vorjahren erneuerten Versicherungswerte, ferner auch die dazugetragenen Schäden des betreffenden Jahres in allen Kolonnen der einzelnen Risikengruppen oder Risikoklassen zu addieren. Selbstverständlich sind jedes Jahr diejenigen Posten zu streichen, die während des Jahres abgelaufen und neu ausgestellt worden sind, damit eine doppelte Zählung verhütet werde. Versicherungen, die in dem betreffenden Jahre eine Zeitlang gelaufen sind, aber nach Ablauf nicht erneuert wurden, sind in demselben Jahre noch mitzuzählen und werden erst vor der Vornahme der nächstjährigen Zählung gestrichen. Ebenso müssen alle im Laufe des Jahres ausgefertigten kurzfristigen Versicherungen in dem betreffenden Jahre mitgezählt werden, ohne Rücksicht darauf, ob sie am 31. Dezember noch in Kraft bestanden oder nicht.

Während des Jahres vorgekommene Reduktionen von Versicherungen sind auf gleich gruppierten Bögen zu verzeichnen und die Summen derselben bei Abschluß von den Summarien der betreffenden Gruppen abzuziehen, ebenso wie bei den Schadenkolonnen der Erlös für die Ruderas für bereits verrechnete Schäden in Abzug zu bringen ist.

Die Kolonnen der Schäden müssen selbstverständlich typographisch derart arrangiert sein, daß für die Eintragung während der Dauer der Versicherung etwa mehrmals vorgekommener Schäden entsprechend Platz vorhanden sei. Gezählt werden nur die Schäden des betreffenden Jahres.

Die sich aus diesen Additionen ergebenden Schlußsummen wären dann in gleichartige Sammelbögen zu übertragen und zwar nach dem früher systemisierten Gruppenplane. Zum Beispiel die Resultate aller Landgemeinden eines Bezirkes werden in einen eigenen Sammelbogen übertragen, der dann zusammengezählt, das gesamte Gruppenbild aller Dörfer in einer territorialen Interessengemeinschaft ergibt. Ebenso werden die Schlußresultate aller zu einer Merkmalklasse gehörigen Städte eines Landes auf einen Sammelbogen übertragen und daselbst zusammengezählt.

Was das Spezialrisiko anbelangt, so werden nach derselben Art wie beim Zivilrisiko aus den einzelnen Ortsregistern nur

die Resultate der Handels- und Verkehrsrissen addiert und für ein ganzes Land zusammengestellt, während die Eintragungen der übrigen Riskengruppen eine eigene Bearbeitung erheischen, indem alle einschlägigen, im betreffenden Jahre in Versicherungsschutz gestandenen Posten in einem eigenen, nach Industriezweigen und soweit eine Interessengemeinschaft im voraus bestimmt worden ist, auch nach Unterteilungen einzelner Industriezweige (Tarifposten) getrennten Schematismus verzeichnet und für jedes Land gruppiert zusammengezählt werden.

e) Jede der Anstalten hat demnach der gemeinsamen Organisationsstelle alljährlich den Versicherungsstand nach folgenden Anordnungen zu liefern:

Für jedes Kronland (für jede Provinz) separat

1. die Schlußsummen der Sammelbögen für die Dorfgemeinden eines jeden Gerichtsbezirkes nach dem vorgeschriebenen Schema gruppiert, also so viele Schlußsummen als es Bezirke in einem Kronlande gibt;
2. die Schlußsummen der Sammelbögen für die Städte eines jeden Kronlandes, getrennt nach deren Klassifizierung und gruppiert nach dem vorgeschriebenen Schema. Also so viele Schlußsummen als es Merkmalklassen für Städte gibt;
3. die Schlußsummen des Sammelbogens für die Spezialrisiken des ganzen Landes in der Handels- und Verkehrsriskenkategorie nach systemisierten Klassen geteilt;
4. die Resultate des Industrierisikos im ganzen Lande, zusammengestellt nach der vereinbarten Unterteilung der einzelnen Industriezweige und getrennt nach den Fabriken und kleineren gewerblichen Anlagen;
5. die Resultate der, öffentlichen Zwecken dienenden Spezialrisiken, gruppiert nach deren assekuranztechnisch verwandten Merkmalen.

f) Hat die gemeinsame Organisationsstelle die nach diesem Systeme geordneten Summarien für ein Dezennium (eventuell nach Ablauf von 7 Jahren) gesammelt, so wird sie das Material in eigenen Tableaux und zwar:

1. nach Ländern geordnet,
2. für jedes Land nach den beiden Risikenkontingenten getrennt,
3. jedes Risikenkontingent geteilt in die Risikenkategorien.
4. jede Risikenkategorie geteilt in die Riskengruppen und
5. jede Riskengruppe geteilt in die verschiedenen Risikunklassen territorial gesichtet, an sämtliche beteiligten Gesellschaften verteilen.

Die Daten der einzelnen Gesellschaften sind nicht zu veröffentlichen und bleiben der Gemeinsamkeit nur über einstimmigen Beschluß aller beteiligten Gesellschaften zugänglich.

Bei jeder Riskengruppe und bei jeder Riskenklasse hat die gemeinsame Organisationsstelle, die sich aus dem durch 10 Jahre gesammelten Versicherungskapitale und der in diesen 10 Jahren bezahlten Schäden ergebende Bedarfsprämie zu berechnen und bei der betreffenden Kolonne zu verzeichnen.

In den dieser Abhandlung beige-schlossen Formularen sind nur diejenigen Rubriken ersichtlich gemacht, die für die statistische Sammlung notwendig erscheinen. Es ist selbstverständlich, daß die Formulare für den praktischen Bedarf, d. h. für die internen Eintragungen der Anstalt anders ausgestattet werden müssen, nachdem doch, wie schon erwähnt, die Gesellschaften ihre Aufzeichnungen auch für andere Zwecke verwenden wollen. Die für die internen Eintragungen der Anstalten selbst bestimmten Formulare werden also nicht nur den Namen der Partei, Hausnummer, Polizzennummer und Bezeichnung der Agentur, durch welche die betreffenden Versicherungen abgeschlossen wurden, enthalten, sondern sich auch auf weitere Registrierungen, als die Bezeichnung des Eigenbehaltes und Rückversicherungsquote erstrecken. Diese Formulare werden weiters neben den Kolonnen für das Versicherungskapital und für die Schäden auch solche für die Prämien enthalten, damit die Anstalten in der Lage seien, an Hand dieser Aufzeichnungen gleichzeitig auch ihre Tarifpolitik überprüfen und zu diesem Behufe die erzielte Durchschnittsprämie für einzelne Riskengattungen und den Schadenprozentsatz ermitteln zu können — was hier nur der Vollständigkeit der Abhandlung wegen bemerkt sei. Auch werden diese Formulare nur für die Eintragungen des eigenen direkten Geschäftes jeder einzelnen Anstalt bestimmt sein und nicht etwa auch für das eventuelle Rückversicherungsgeschäft. Es werden also jene Anstalten, die auch Rückversicherungsgagements haben, die Daten ihres Rückversicherungsgeschäftes entweder auf separaten Bogen oder in separate Kolonnen eintragen.

X. — C₂.

Nach welchen Prinzipien und Bearbeitungsmethoden ist die Statistik der Feuerversicherung auszugestalten?

Von **Karl Schima**, Wien.

Der Versuch, sich über diese Materie auch nur in ganz allgemeiner Weise zu äußern, kann an und für sich schon als ein Wagnis bezeichnet werden, weil die Technik der Feuerversicherung ein aus einer kaum zu übersehenden Menge von mannigfaltigsten Fäden so fein und kunstvoll gesponnenes Gewebe ist, daß es nur der kundigsten Hand gelingen dürfte, die Gesetze herauszuklauben und systematisch zu ordnen, nach welchen sich die einzelnen Fäden zu diesem Gewebe aneinanderreihen und zusammenfügen müssen, wenn das auf Grund einer geregelten Statistik aufzubauende Werk und infolge dessen diese selbst von dauernder Haltbarkeit und Brauchbarkeit sein soll.

Wenn der aufgeworfenen Frage hier näher gerückt und dadurch die Kritik herausgefordert wird, der insbesondere bei diesem Gegenstande eine willkommene Gelegenheit zu tändelndem Spiele mit der Abhandlung über den Stoff geboten ist, welches durchaus nicht einen angenehmen Verlauf haben muß, weil diesen oder jenen in statistischer Beziehung gleichviel ob mit dem Brustton der innersten Überzeugung ausgesprochenen oder nur zaghaft und lispelnd gewagten Satz unter Umständen der jüngste Praktikant mit verblüffenden Argumenten zerzausen kann, so sei dies damit erklärt, daß die zwingende Notwendigkeit, diesen Gegenstand endlich einmal in herzhafter Weise anzuschneiden, seit Jahren allgemein empfunden wird. Es sei aber auch gegen eine etwaige Zumutung, als wenn die Anmaßung beabsichtigt wäre, über die gestellte Aufgabe ein förmliches Gutachten abgeben zu wollen, vorweg Verwahrung eingelegt. Das, was hier vorgebracht

wird, möge nur als Berührung einiger bei Beurteilung des Gegenstandes zu erwägender Umstände angesehen werden. Eine erschöpfende Behandlung des Stoffes, worüber Bände geschrieben werden könnten und eine Verdichtung desselben zu einem einwandfreien Gutachten wird wohl nur derjenige Fachmann zu liefern in der Lage sein, der Zeit und Muße gefunden hat, sich mit dieser Materie in eingehendster Weise zu beschäftigen.

Allgemeine Erfordernisse der Statistik.

Da die Statistik von Feuerversicherungen nur dann ihren Hauptzweck erfüllen und als Grundlage für eine rationelle Tarifbildung gelten kann, wenn sie vollständig ist, so muß sie alle Verträge umfassen, welche innerhalb einer bestimmten Zeiteinheit abgeschlossen worden sind.

Als *statistische Zeiteinheit* wäre *ein Jahr* (a) zu bestimmen.

Um Vergleiche machen zu können, ist die Festlegung eines Versicherungsmaßes erforderlich, welches dem Produkte der Werteinheit und der Zeiteinheit zu entnehmen wäre. In Ansehung der großen Zahlen, mit welchen die Statistik zu rechnen hat, empfiehlt sich als Werteinheit ein Vielfaches der Geldeinheit. Für unsere Länder dürfte sich als *statistische Werteinheit* die Summe von *1000 Kronen* (k) am besten eignen.

Daraus ergäbe sich als *Versicherungsmaß* das *Tausendkronen-jahr* (ka).

Die Festlegung dieser Daten hätte zur natürlichen Folge, daß die Sätze der verschiedenen Tarife durch das Versicherungsmaß auszudrücken wären.

Da die Beziehung der innerhalb einer statistischen Zeiteinheit vorgefallenen Schäden (s) zu den Versicherungssummen (v) der in dieser Zeiteinheit abgeschlossenen Verträge das Ausmaß der theoretischen Bedarfsprämie (p_t) darstellt, von welchem das eigentliche Prämienerfordernis, die effektive Bedarfsprämie (p_e) abgeleitet wird, so hat die Statistik der Feuerversicherungen hauptsächlich Auskünfte über die Versicherungssummen und über die darauf entfallenden Schäden zu geben.

Die *Versicherungssummen* sind zu verzeichnen bei ein- und mehrjährigen Versicherungen mit den statistischen Werteinheiten der einzelnen Versicherungsverträge des betreffenden Jahres; bei unterjährigen Verträgen mit den statistischen Werteinheiten der innerhalb

der statistischen Zeiteinheit gezeichneten, jedoch reduzierten Versicherungssummen und bei allfälligen Abschlüssen mit zeitlich abfallenden Beträgen sind die zu verzeichnenden Versicherungssummen in ähnlicher Weise wie bei unterjährigen Verträgen auf das Versicherungsmaß umzurechnen.

Storni und Reduktionen müßten folgerichtig ebenfalls in statistischen Werteinheiten ausgedrückt werden.

Die *Schäden*, welche auf die innerhalb der statistischen Zeiteinheit abgeschlossenen Verträge im Laufe dieser Zeiteinheit entfallen, sind neben den in vorbezeichneter Weise registrierten Verträgen in statistischen Werteinheiten einzutragen, wobei die mit der Erhebung von Schäden verbundenen Auslagen, worunter auch Räumungs-, Löschi- und sonstige Rettungskosten zu verstehen sind, vorerst außer acht zu bleiben hätten, weil sie mit der Schadenhöhe ebensowenig in ein bestimmtes Verhältnis gebracht werden können, wie mit der eigentlichen Entschädigung selbst und weil sie von vielerlei Umständen abhängen, die sich nicht voraussehen lassen und in einzelnen sowie in solchen Fällen, welche der Materie nach gleichartig sind, die für bestimmte Kategorien von Gegenständen und Risikengattungen überhaupt gesondert zu ermittelnde Relation $\frac{S}{V}$ in unrichtiger Weise beeinflussen würden.

Der auf einen Vertrag entfallende Schaden ist auf die durch den Vertrag gedeckten Versicherungsobjekte mit den darauf entfallenden statistischen Werteinheiten zu verteilen.

Die *Erhebungskosten*, welche im geschäftlichen Verkehre mit jedem Schadenfalle verrechnet werden, wären bei Ablauf der statistischen Zeiteinheit nach den in der Statistik vorgesehenen Risikengruppen zu vereinigen, die auf jede dieser Gruppe entfallende Quote der Erhebungskosten wäre auf die einzelnen in diese Gruppe fallenden Schäden proportionell und der auf solche Weise auf die einzelnen Schadenfälle zu verrechnende Betrag derselben auf die Gattungen von Gegenständen, welche von diesem Schadenfalle betroffen worden sind, im Verhältnisse der auf die einzelnen Gattungen dieser Gegenstände entfallenden Schäden, beziehentlich Entschädigungsbeträge aufzuteilen.

Eine Zusammenfassung der im Rechnungsjahre zu Kraft bestehenden Versicherungen würde eine Quotientierung der Versicherungssummen aller derjenigen im Vorjahre abgeschlossenen Verträge, die erst im Rechnungsjahre abgelaufen sind und derjenigen im Rechnungsjahre gezeichneten Versicherungen, die erst im folgenden Jahre er-

löschen, erforderlich machen. Diese Quotientierung würde aber im Hinblick auf die große Zahl der dabei in Frage kommenden Verträge die Statistik mit einem übermäßigen, unnützen Zeit- und Kostenaufwande belasten, welcher vermieden wird, wenn die Versicherungen so gesammelt werden, wie sie innerhalb der statistischen Zeiteinheit, die mit dem Kalenderjahre zusammenfallen kann, zum Abschlusse gelangten.

Zu erwägen bleibt, ob außer den Versicherungssummen und den Schäden auch die eingehobenen *Prämien* zu verzeichnen sind. Wenn die Statistik vornehmlich dem Zwecke zu dienen hat, daß auf Grundlage derselben sachgemäße Tarife gebildet werden, dann wäre die Verzeichnung der vereinnahmten Prämien von geringem statistischen Werte, weil dieselben nicht die aus den gezeichneten Summen und den darauf entfallenden Schäden gezogene Folge sind und die Relation aus den Schäden und Versicherungssummen erst auf die Zukunft, daher nur auf die Korrektur der bestehenden Tarife angewendet werden kann. Die Anpassung der letzteren an die erzielten Versicherungsergebnisse kann auf Grund der bemerkten Beziehung erfolgen, ohne daß es notwendig wäre, in den statistischen Aufzeichnungen die Prämien mitzuschleppen.

Wenn die eingehobenen Prämien verzeichnet werden sollten, so hätte dies in statistischen Werteinheiten (k) zu geschehen. In derselben Weise müßten dann auch die *Prämienstorni* durchgeführt werden.

Die erste und auch wichtigste Folgerung, die aus den Ergebnissen statistischer Aufzeichnungen gezogen werden soll, ist das *theoretische Prämienerfordernis*, auf welchem die Ableitung der *effektiven Bedarfsprämie* und die Feststellung des *tarifmäßigen Prämiensatzes* beruht. Bei der von Fall zu Fall gebotenen *Revision der Tarife* wird man die Wahrnehmung machen, daß, gleiche Bedingungen für die Ableitung der effektiven Bedarfsprämie aus der theoretischen und gleiche Schadenverhältnisse vorausgesetzt, der Prämienbedarf für gewisse Risikogattungen eine steigende Tendenz zeigt und daß daher eine Erhöhung der tarifmäßigen Sätze sich als notwendig erweist, ohne daß die Schäden größer geworden sein müßten. Diese Tatsache hat darin ihren Grund, daß die Überversicherungen im allmählichen Abnehmen begriffen sind. Infolgedessen muß der Wert von $\frac{S}{V}$ steigen und zwar solange bis die Versicherungssummen (v) auf die Versicherungs- oder Zeitwerte (z) gesunken sein werden. Ist das letztere eingetreten, dann hat die theoretische Bedarfsprämie unter den angeführten Voraussetzungen ihr Maximum erreicht und wird immer unter der Voraus-

setzung gleich hoher Schäden selbst dann keine Erhöhung mehr erfahren, wenn die Versicherungssummen unter die Versicherungs- oder Zeitwerte gefallen sein sollten, weil dann nicht mehr die Schäden (s), sondern bloß die nach Maßgabe der vorhandenen Unterversicherungen bezahlten Entschädigungen (z) für das theoretische Prämienerfordernis in Betracht kommen. Das Näherrücken der Versicherungssummen an die Versicherungs- oder Zeitwerte ist bei gewissen Risikogattungen unverkennbar und wird durch das Bestreben, die Prämie auf das Minimum des Erfordernisses herabzudrücken, gefördert. Es kann aber eine Verbilligung des Versicherungspreises nur dann zur Folge haben, wenn auch auf eine gleichzeitige Herabminderung der Schäden mit Erfolg hingearbeitet wird. Während der Versicherte die tunlichste Übereinstimmung der Versicherungssumme mit dem Zeitwerte in Händen hat, bleibt es dem Versicherer in der Regel allein überlassen, dahin zu wirken, daß sich die Schadensverhältnisse günstiger gestalten. Dies kann dem letzteren nur dann einigermaßen gelingen, wenn er die Gefahren, mit welchen er zu rechnen hat, erkennt und die mit den Gefahren verbundenen Lasten auf diejenigen überträgt, die ihm die Haftung für die Folgen dieser Gefahren aufbürden. Wenn diese Überwälzung der Lasten auf die Schultern des Versicherten erträglich werden soll, dann muß dieser an der Herabminderung und tunlichsten Beseitigung der vorhandenen Gefahren in demselben Maße sich betätigen, wie der Versicherer selbst.

Brandursachen.

Die Statistik der Feuerversicherungen hat auch über *Brandursachen* Aufschluß zu geben, weil diese für die Beurteilung subjektiver und objektiver Versicherungsverhältnisse von Wichtigkeit sind. Die Schäden wären zu sichten, je nachdem sie durch

erwiesene Brandlegung,
 mutmaßliche Brandlegung,
 Nachbarbrand,
 Blitzschlag,
 Explosion,
 bauliche Mängel,
 Beheizung,
 Beleuchtung,
 Selbstentzündung,
 Nachlässigkeit,
 unbekannte Ursachen

hervorgerufen worden sind.

Einzelheiten der Statistik.

Die in Betreff ihrer körperlichen Beschaffenheit zu unterscheidenden *statistischen Objekte* sind getrennt zu behandeln nach ihrer *räumlichen* und *örtlichen Lage*.

Die *örtliche Lage* gewisser statistischer Gegenstände ist nach *objektiven* und *subjektiven Verhältnissen* einzuordnen.

Die *statistischen Objekte* sind nach *Gattung und Art des Risikos* zu kategorisieren.

Räumliche Lage.

Die räumliche Lage von statistischen Objekten ist auszudrücken durch die freie Entfernung des Risikos von dem nächsten benachbarten Risiko, als 30 m, 20 m, 15 m, 10 m, durch die Angabe, ob das statistische Objekt in offenen oder geschlossenen Räumen liegt.

Geschlossene Räume sind zu unterscheiden je nachdem sie sich
 im Erdgeschoße, oder
 im ersten Stockwerke,
 im zweiten Stockwerke,
 im dritten oder einem höheren Stockwerke oder
 im Dache befinden, weiter
 nach ihrer baulichen Beschaffenheit, nämlich ob die Räume
 gewölbte,
 stukkaturte oder
 hölzerne Decken haben und ob
 der Dachboden
 gepflastert oder
 von Holz ist.

Örtliche Lage.

Bei der örtlichen Lage ist ein Unterschied zu machen zwischen
 großen Städten,
 Landstädten und Märkten.
 Dörfern und Einschichten.

Objektive Verhältnisse.

Von diesen wären in Betracht zu ziehen
 die Zahl der statistischen Objekte.
 die Wertigkeit vorhandener bau- und feuerpolizeilicher
 Vorschriften.

die Wasserverhältnisse des Ortes,
 die vorhandenen Löscheinrichtungen und zwar
 Feuerwehren.
 Meldedienst,
 Ausrüstungen an Lösch- und Rettungsvorrichtungen,
 sachliche Brandursachen als
 bauliche Mängel,
 Beheizung,
 Beleuchtung,
 Selbstentzündung.

Subjektive Verhältnisse.

Die subjektiven Verhältnisse lassen sich in ihrer Gesamtheit nicht feststellen. Es wird demnach genügen müssen, denjenigen davon Rechnung zu tragen, welche überhaupt ermittelbar sind und eingeschätzt werden können und welche eine Zählung derjenigen Fälle ermöglichen, in welchen der eine oder der andere diesbezügliche Umstand als erwiesen angenommen werden kann. Solche bemerkenswerte Umstände, welche bei Beurteilung der subjektiven Verhältnisse von Risiken zu beachten wären, sind namentlich:

die Kulturstufe und
 die Charaktereigenschaften der Bevölkerung, vornehmlich insoweit
 Rechtlichkeit.
 Wahrheitsliebe oder
 Gewinnsucht.
 Streitsucht in Frage kommen.
 die Zahl der Schadenfälle, welche durch
 böswillige Brandlegung,
 Nachlässigkeit. Unachtsamkeit.
 Nichteinhaltung bestehender Vorschriften und
 Mangel an Fürsorge verursacht worden sind.

* * *

Das Zusammenfassen aller bei einer Feuerversicherung mit spielenden Gefahren ist eine so schwierige Sache, daß sich der ernsteste Versicherer damit wird zufrieden geben müssen, wenigstens die wesentlichsten derselben aus statistischen Ergebnissen einschätzen zu können. Die Gesamtheit der in Betracht kommenden Umstände führt naturgemäß zu einer Individualisierung der Risiken, welche aber in der Statistik keinen Platz hat, weil sie zu Arbeiten führen würde.

die nicht einmal die Gesamtheit der Versicherungsunternehmungen, geschweige denn jede einzelne derselben zu verrichten im Stande ist.

Es müssen daher vielerlei Einzelheiten, deren statistische Behandlung erwünscht wäre, aus dem Komplex der Gesichtspunkte, von welchen aus die Statistik betrieben werden sollte, vorweg ausgeschaltet bleiben.

Einteilung von Risiken nach Ortsklassen.

Wenn man bei der Mehrzahl von Risiken gleicher Art und Beschaffenheit das Minimum der aus subjektiven und objektiven Verhältnissen entspringenden Gefahren mit einem in der Prämie zum Ausdrucke gelangenden Wert (g) einschätzt, so läßt sich aus den Sätzen der verschiedenen gebräuchlichen Tarife das Maximum dieser Gefahren mit nahezu dem vierfachen des niedrigsten Wertes (soweit ermittelt werden konnte 3.75 g) veranschlagen. Der Unterschied zwischen dem Maximum und Minimum dieser Gefahrensumme wird vernünftigerweise auf eine gewisse Anzahl von Klassen verteilt, in welche die gedachten nach ihrer örtlichen Lage bereits unterschiedenen Risiken eingereiht werden. Die Einteilung der Orte in die einzelnen Klassen erhält aber noch dadurch einen Einschlag, daß dabei auf das Vorwiegen von der Art und Beschaffenheit nach besseren oder schlechteren Risiken Bedacht genommen wird.

Aus dem zu Gebote gestandenen Material wurde erhoben, daß die hier gemeinten gleichartigen und der örtlichen Lage entsprechend nach großen Städten,

Landstädten und Märkten,

Dörfern und Einschichten unterschiedenen Risiken in

zwei Ländern von neun Versicherungsunternehmungen auf 3,
sieben Ländern von zehn Versicherungsunternehmungen auf 4,
einem Lande von einer Versicherungsunternehmung auf 5,
sechs Ländern von elf Versicherungsunternehmungen auf 6,
fünf Ländern von zwei Versicherungsunternehmungen auf 7

Klassen verteilt sind.

Schaltet man die Einteilung in 3, 5 und 7 Klassen vorweg aus, so bleibt die Wahl zwischen 4 und 6 Klassen übrig.

Die in den mehrerwähnten Verhältnissen liegenden Gefahrensummen würden sich unter der Voraussetzung, daß sie dem Prämienbedarfe gerade proportioniert sind, daß das Minimum dieser Gefahren g beträgt und das Maximum derselben im Hinblick auf die Schwierigkeit der Abwägung und Einschätzung aller hier in Betracht kommen-

den Verhältnisse behufs Abrundung der Stufen auf 4g erhöht werden würde.

bei 4 Klassen auf g. 2g. 3g. 4g.

bei 6 Klassen auf g. 1·6g. 2·2g. 2·8g. 3·4g. 4g

stellen und der mutmaßliche Prämienbedarf würde daher bei 4 Klassen mit jeder Klasse um g. bei 6 Klassen mit jeder Klasse um 0·6g steigen.

Eine sachliche Beurteilung der erforderlichen Höhe, welche der Unterschied zwischen den einzelnen Gefahrenklassen haben sollte, ist mangels ziffernmäßiger Anhaltspunkte dormalen nicht möglich und es wird hier nur einer durch die Tarifsätze für Fabriken und gewerbliche Anlagen einigermaßen angeregten Empfindung Ausdruck gegeben, wenn die Ansicht ausgesprochen wird, daß die Statistik gleichartige Risiken, die namentlich bezeichnet werden sollen, nach 6 Ortsklassen zu ordnen hätte.

Die Einreihung eines Ortes mit seinen Risiken in eine bestimmte Klasse wird der Wandelbarkeit der für die Einreihung maßgebenden Umstände wegen in gewissen Zeiträumen neu vorzunehmen sein.

Die Ausscheidung eines Ortes aus der Klasse, in welche er eingereiht ist und die Einreihung desselben in eine andere Klasse wird dann berechtigt sein, wenn die Zahl der Schäden, welche aus den statistisch verarbeiteten subjektiven und objektiven Verhältnissen hervorgehen, das einem Klassenunterschiede oder mehreren Klassenunterschieden entsprechende Mehrfache in positivem oder negativem Sinn erreicht hat; die Berechtigung einer solchen Versetzung in eine andere Klasse wird zu einer Notwendigkeit herangewachsen sein, wenn der Schadenquotient des Ortes um den einfachen oder mehrfachen Unterschied der Klassenreihe (bei 6 Klassen also um das xfache von 0·6) gestiegen oder gefallen ist.

Es sei hier ausdrücklich hervorgehoben, daß die Differenz der Klassenreihe nicht feststehend ist und durch die erzielten Versicherungsergebnisse ebenso eine Veränderung erfahren kann, wie die Zahl der zu unterscheidenden Klassen bei Festlegung einer bestimmten Differenz der Klassenreihe. Ebenso kann es nicht allein, sondern wird es auch vorkommen, daß ein gewisser Ort in Ansehung der Risiken, die von einer oder der anderen Versicherungsunternehmung gezeichnet sind, von dem einen Versicherer in eine andere Klasse eingereiht wird als von einem anderen Versicherer.

Der durch den Lauf der Zeiten bedingte Wandel in den subjektiven und objektiven Verhältnissen eines Ortes wird es notwendig machen, die Klassifikation der Orte in gewissen Zeiträumen einer

Revision zu unterziehen. Angezeigt wäre eine solche Revision nach Ablauf von je 5 Jahren; über einen Zeitraum von 10 Jahren, nach dessen Ablauf eine solche Revision vorzunehmen wäre, dürfte aber nicht hinausgegangen werden, weil sowohl in den Städten als auch in den Dörfern die Verhältnisse in 10 Jahren sich wesentlich verändern.

Statistische Objekte.

Ihrer körperlichen Beschaffenheit nach wären folgende Risiken zu unterscheiden und als besondere statistische Objekte getrennt zu behandeln:

- a) Gebäude,
- b) Maschinen und maschinelle Einrichtungen,
- c) Fahrnisse, Haus- und Wirtschaftsgeräte (totes Inventar), Dreschgar nituren,
- d) lebendes Inventar, Mastvieh, Seidenraupenzucht- und Fischbrutanlagen,
- e) Waren, Spiritus, Holz, Kohlen, Lohe, Rinde,
- f) Ernteprodukte (Feld- und Wiesenfrüchte).

a) G e b ä u d e

sind zu unterscheiden je nachdem sie

- 1. massiv, gemischt, von Holz,
- 2. ebenerdig, 1 Stock, 2 Stock, 3 oder mehrere Stock hoch gebaut und
- 3. hart, mit Holz, Stroh oder Rohr gedeckt sind.

Genau genommen sollte die Statistik von Gebäuden über alle diejenigen Umstände Auskunft geben, für welche sich der Versicherer beim Abschlusse des Vertrages interessiert, also auch darüber, ob

- 4. die *Decken* gewölbt, stukkaturt oder von Holz,
- 5. die *Stiegen* von Stein, Eisen oder von Holz sind,
- 6. der *Dachboden* gepflastert, geflötzt oder von Holz ist,
- 7. die *Fußböden* gepflastert oder von Holz sind,
- 8. die *Rauchfänge* gemauert, von Holz oder von Flechtwerk erstellt oder überhaupt nicht vorhanden sind,
- 9. das *Dachgeschoß* massiv gemauerte Giebel, Walme oder Brettergiebel hat,
- 10. der *Dachabschluß* durch massive Gesimse oder mittelst hölzernen Dachvorsprüngen bewerkstelligt ist,
- 11. *Feuermauern* vorhanden oder nicht vorhanden sind,
- 12. das Gebäude mit Warmwasser, Dampf, elektrisch, mit Gas, Rohöl, erwärmter Luft, oder durch Öfen *beheizt* und

13. elektrisch, durch Steinkohlengas, Mineralgas oder Petroleum *beleuchtet* wird.

Obzwar es wünschenswert wäre, die Baubeschaffenheit von Gebäuden auch nach den unter 4—13 bezeichneten Merkmalen statistisch zu verarbeiten, weil auch diese Umstände für die Höhe des Schadens von Bedeutung sind und infolge dessen in den Tarifsätzen zum Ausdruck kommen oder mindestens zum Ausdruck kommen sollten, so wird des Umfanges wegen, den die Statistik dadurch annehmen würde, von der gesonderten Behandlung der Gebäude nach diesen Merkmalen Umgang genommen werden müssen.

Beheizungs- und Beleuchtungsgefahren.

Die Gefahren, welche in der Beheizung und die Gefahren, welche in der Beleuchtung liegen, kommen vorwiegend bei Fabriken, gewerblichen Werken, bei Waren- und Lagerhäusern, bei Theatern und ähnlichen Vergnügungsanlagen in Betracht. Bei den meisten der bezeichneten Risiken haben diese Gefahren auf die Prämienbemessung einen wirksamen Einfluß; bei manchen der genannten Risikogattungen werden den Beheizungs- und Beleuchtungsgefahren weniger, bei gewöhnlichen Risiken, die auch als einfache angesehen werden und bei landwirtschaftlichen Risiken wird diesen Gefahren in geringem Maße oder überhaupt keine Beachtung geschenkt. Die in der Beheizungsart liegende Gefahr wird bei gewöhnlichen Risiken erst dann wieder zu einem die Prämienbemessung beeinflussenden Umstande, wenn ein Objekt von geringerer Wertigkeit in Frage steht und die Beheizungsanlage für ein solches Risiko ein ganz erhebliches Gefahrmoment bildet.

Während bei Gebäuderisiken gewöhnlicher Art bauliche Einzelheiten, die sich beispielsweise auf die Beschaffenheit von Stiegen, Decken, Fußböden, Dachabschlüssen erstrecken, der Aufmerksamkeit des Versicherers nicht entgehen, indem er in manchen Fällen von diesen Einzelheiten das Ausmaß der Prämie abhängig macht oder zumindest bei der Antragstellung nach diesen Einzelheiten sich erkundigt, wird unbegreiflicherweise der Beschaffenheit von Beheizungs- und Beleuchtungsanlagen, die unter Umständen nicht wie die vorbemerkten baulichen Einzelheiten des Risikos eine passive, sondern eine geradezu aktive Gefahr mit sich bringen, nicht die entsprechende Bedeutung beigemessen, ja es wird sogar und zwar mit Unrecht nach der Beschaffenheit der Beheizungs- und Beleuchtungsanlagen gar nicht gefragt. Und es wären doch so viele Schadenfälle zu verzeichnen, von welchen gewöhnliche Risiken durch die in der Beheizung und Beleuchtung liegenden Gefahren betroffen werden! Es sind freilich viele von solchen Schaden-

fällen auf subjektive Momente zurückzuführen, durch welche die in der Beheizung und Beleuchtung liegenden Gefahren ausgelöst werden. Das wäre aber ein Grund mehr, diesen Umständen eine größere Aufmerksamkeit zuzuwenden, als es in der Regel geschieht. Deshalb sollte die Statistik auch darüber Aufschluß geben, welche Schadenfälle auf die konstruktive Beschaffenheit von Beheizungs- und Beleuchtungsanlagen zurückzuführen und welche davon den bei diesen Anlagen mit spielenden subjektiven Momenten zuzuschreiben sind.

Die Versicherungsweise

von Gebäuden übt je nachdem sämtliche Baubestandteile, nämlich der Bauwert, oder nur einzelne Fragmente des Gebäudes, als: verbrennbare Teile, Dachwerk, Unterbau ohne Mauern, Mauern allein oder Kombinationen von Gebäudefragmenten in Deckung gegeben und angenommen werden, auf die Schäden und demzufolge auch auf die Prämienverhältnisse einen nicht unwesentlichen Einfluß.

Unrichtig wäre das Zusammenlegen von Gebäudeversicherungen, einerlei ob sie für den Bauwert oder einzelne Teile des Gebäudes gelten, weil die Summen aus den für verschiedene Gebäudeteile versicherten Beträgen und den darauf entfallenden Schäden ein völlig unbrauchbares Resultat liefern würden.

Aus diesem Grunde müßte man sich dafür entscheiden, Gebäudeversicherungen entweder nach dem Bauwerte, nach verbrennbaren Teilen, nach Dachwerk, nach Unterbau ohne Mauern und nach Mauern getrennt zu behandeln oder Versicherungssummen und Schäden bei denjenigen Verträgen, die für einzelne Gebäudefragmente gelten, auf den Bauwert zurückzuführen. Um eine Umrechnung von Fragmentversicherungen auf Bauwertversicherungen vornehmen zu können, müßten leitende Grundsätze für die Reduktion der Teilwerte auf Bauwerte sowohl rücksichtlich der Versicherungssummen als auch bezüglich der Schadensvergütungen aufgestellt werden. Es müßte also das Verhältnis der Fragmentwerte zum Bauwerte verschiedener Gebäude und das Verhältnis der auf diese Fragmentwerte entfallenden Schadenbeträge zu denjenigen Vergütungen, die auf den Bauwert entfallen würden, festgelegt sein. Eine solche Festlegung ist aber mit großen Schwierigkeiten verbunden, weil man nicht wissen kann, wie hoch sich der Schaden am Mauerwerke belaufen würde. Derselbe müßte daher eingeschätzt werden. Dies könnte in halbwegs verlässlicher Weise aber nur auf Grund von Erfahrungskoeffizienten geschehen, die zu diesem Zweck vorerst ermittelt werden müßten.

Daß eine solche Umrechnung aber sehr mangelhaft wäre, unterliegt keinem Zweifel. Um eine richtige Grundlage zur Ermittlung der Prämie für verschiedene Gebäudeteile zu schaffen, bliebe wohl nichts anderes übrig, als die Statistik der Versicherungssummen und Schäden nach den einzelnen versicherten Gebäudefragmenten getrennt zu führen. Dazu gehört allerdings ein wesentlicher Mehraufwand an Arbeit. Die angeführten Schwierigkeiten könnten am einfachsten dadurch behoben werden, daß die Versicherung von Gebäuden nur in der einzig rationellen Weise, nämlich für den Bauwert geleistet werden würde. Eine Statistik der Versicherungssummen und Schäden ohne Rücksicht auf die versicherten Gebäudeteile hätte eine theoretische Prämie zur Folge, von welcher man nicht behaupten könnte, ob sie dem Bauwerte oder einem Gebäudefragmente entspricht.

Treten an Stelle von Versicherungssummen v die Versicherungs- oder Zeitwerte z und ist p die Prämie, welche sich aus dem Verhältnisse der Schäden s zu diesen Zeitwerten ergibt, so wird, wenn die versicherten Teile eines Gebäudes durch b (Bauwert), v (verbrennbare Teile), u (Unterbau ohne Mauern), d (Dachwerk), m (Mauern) bezeichnet werden, $p_b = \frac{s_b}{z_b}$, $p_v = \frac{s_v}{z_v}$, $p_u = \frac{s_u}{z_u}$, $p_d = \frac{s_d}{z_d}$, $p_m = \frac{s_m}{z_m}$ sein.

Nun verhalten sich die Schäden $s_b : s_v : s_u : s_d : s_m$ keineswegs in derselben Weise, wie die Werte $b : v : u : d : m$ selbst. Die Folge davon ist, daß auch die Prämien p_b , p_v , p_u , p_d , p_m nicht in demselben Verhältnisse zu einander stehen, wie der Wert des ganzen Gebäudes zu den Werten der einzelnen Gebäudefragmente. Ein durchschnittlicher Wert dieser Prämiensätze ist daher völlig unbrauchbar, ganz abgesehen davon, daß weder die Zahl der auf Grundlage von b abgeschlossenen Verträge noch die Zahl der auf irgend einen anderen von den Werten v , u , d , m abgeschlossenen Verträge zu der Zahl der mit jedem einzelnen der übrig bleibenden dieser Werte abgeschlossenen Verträge in ein bestimmtes Verhältnis gebracht werden kann.

Wenn sich die Versicherer von der bis jetzt geübten Gepflogenheit, Gebäudeversicherungen nicht für den Bauwert allein sondern auch für Gebäudefragmente zu leisten, nicht losreißen können, dann bleibt ihnen nichts anderes übrig, als die Statistik von Gebäudeversicherungen getrennt nach den einzelnen Gebäudeversicherungsweisen anzulegen und systematisch durchzuführen.

Für die Kategorisierung von Gebäuderisiken

ist der Zweck richtungsgebend, dem ein Gebäude dienen soll. Hiernach wären von Gebäuden zu unterscheiden und gesondert zu behandeln

1. Wohnhäuser,
2. Stallungen,
3. Schenern,
4. Speicher,
5. Schupfen,
6. sonstige Wirtschaftsgebäude.
7. Fabriken,
8. gewerbliche Stätten,
9. Waren- und Lagerhäuser.
10. Schauspielhäuser und Vergnügungsanlagen.

Diese Unterscheidung ist damit zu begründen, daß bei allen Gebäudearten das Verhältnis des Bauwertes (b) zu dem Werte der Gebäud fragmente (v, u. d. m) ein anderes ist. daß bei jeder der angeführten Gebäudegattungen mit einem anderen Schadenquotienten gerechnet werden muß und daß daher jede dieser Gebäudekategorien ihr eigenes Prämienerfordernis hat und in Ansehung der großen Menge von Gebäuderisiken eine selbständige Ermittlung dieses eigenen Prämienbedarfes erheischt.

Ebenso wie die einzelnen Versicherungsweisen von Gebäuden ihre eigenen Beziehungen zwischen den im Versicherungsbetriebe wichtigsten Werten haben, ebenso typisch sind die Relationen dieser Werte zu einander bei den verschiedenen Gattungen von Gebäuden. Die Ausführungen, welche den Gebäudeversicherungsweisen gegolten haben, sind für die Kategorisierung von Gebäuderisiken nach dem Gebäudezwecke daher von derselben Bedeutung.

Die statistischen Ergebnisse und daraus abgeleiteten Prämienerfordernisse werden also nur dann auf Richtigkeit Anspruch erheben dürfen, wenn die Daten einerseits nach versicherten Gebäudeteilen, andererseits nach den verschiedenen Gebäudegattungen gesammelt, beziehungsweise ermittelt werden.

Als eine selbständige Gruppe von Gebäuderisiken sollten alle *öffentlichen Gebäude*, namentlich ärarische, Patronats- und Gemeindeobjekte, als: Kirchen, Klöster, Bethäuser, Pfarren und Schulen, Rathäuser, Krankenhäuser, Waisenhäuser, Versorgungshäuser, Badeanstalten, Turnhallen, Sängerrhallen, Bibliotheken und Museen in der Statistik eine besondere summarische Behandlung finden.

b) Maschinen und maschinelle Einrichtungen von
Fabriken und gewerblichen Anlagen.

Darunter sei verstanden die Gesamtheit der in einem gewerblichen oder industriellen Werke vorkommenden

1. einzelnen Maschinen, wozu Dampf- und Krafterzeuger, die verschiedenen Arbeitsmaschinen und größere Vorrichtungen gehören,
2. Triebwerke (Transmissionen),
3. Zugorgane des gangbaren Zeuges (das laufende Betriebsmaterial, rollende Kraftübertragungsmittel, als: Riemen, Seile, Gurten, Schnüre, Kettentriebe),
4. Rohrleitungen,
5. Armaturen,
6. elektrische Kraft- und Lichtleitungen,
7. Werkzeuge und Requisiten und Utensilien,
8. kleine Einrichtungsgegenstände.
9. Betriebsmaterialien,
10. Reservebestandteile.

Die Eigenart dieser Gegenstände, welche Unsummen von Arbeiten verrichten, zur Verrichtung von Arbeiten behilflich sind oder im Arbeitsprozesse aufgehen, begründet schon mit Rücksicht darauf, daß diese Gegenstände nicht allein äußeren Gefahren ausgesetzt sind, sondern auch eigene innere Gefahren bergen und auslösen, vollauf das Verlangen nach gesonderter statistischer Behandlung derselben. Nicht ohne Interesse wäre es, jede der hier angeführten Gattungen von Gegenständen darauf zu untersuchen, wie sie sich im Versicherungsbetriebe verhält und daraus die entsprechenden Schlüsse und Nutzenwendungen zu ziehen. Die Scheidung der Gattungen von einander und die getrennte Verarbeitung derselben könnte nur mit einem nicht unwesentlichen Mehraufwand an den Mitteln, mit welchen die Statistik zu arbeiten in der Lage wäre, bewirkt werden. Es gehört aber ein großer Mut dazu, auch noch diesen weiteren Aufwand für die Statistik von Feuerversicherungen zu beanspruchen, weil mit der Begehrlichkeit die Grenzen, bis zu welchen sie überhaupt reichen darf, immer weiter hinausgerückt werden und bis zur Unabsehbarkeit führen würden.

c) Fahrnisse, Haus- und Wirtschaftsgeräte (totes Inventar).

Wenn auch die Zweckbestimmung der hier genannten Gegenstände mannigfaltig ist, so weisen die Gefahren, von welchen die verschiedenen Gattungen dieser Objekte bedroht sind, dennoch keine erheblichen Unterschiede auf. Im allgemeinen kann gesagt werden, daß die bezeichneten statistischen Objekte nur äußeren Gefahren unterliegen, daß also die Höhe des mit diesen Versicherungsgegenständen

verbundenen Risikos von dem Grade abhängt, bis zu welchem solche Objekte äußeren Gefahren widerstehen oder denselben entzogen werden können. Da auch das Ausmaß der mit Versicherungen derartiger Gegenstände verknüpften Gefahren in engeren Grenzen sich bewegt, so ist die Vereinigung der angeführten Objekte in eine gemeinsame Gruppe nicht unbegründet.

Auf eine besondere Beurteilung könnte nur in Betreff solcher hieher gehöriger Gegenstände Anspruch erhoben werden, die einen Kunst- oder Seltenheitswert haben. Da es aber nicht immer tunlich ist, solche Gegenstände aus der diesbezüglichen, in der Regel summarisch geleisteten Versicherung auszuschneiden und einzeln zu decken und ihre Zahl in der Summe der übrigen damit im Zusammenhange stehenden Gegenstände nahezu verschwindet, im übrigen auch eine Schwierigkeit damit verbunden wäre, die Grenze zu ziehen, an welcher der Kunst- oder Seltenheitswert einsetzt, so ist von einer getrennten statistischen Behandlung derartiger Gegenstände abzusehen.

Eine Gattung von Gegenständen die zum toten Inventar, zum landwirtschaftlichen fundus instructus zu zählen sind, würde aus der vorbezeichneten Gruppe auszuschneiden sein, nämlich

Dreschgarnituren.

Für die gesonderte Behandlung dieser wirtschaftlichen Einrichtungen spricht hauptsächlich der Umstand, daß sie entgegen den sonstigen zum toten Inventar einer Landwirtschaft gehörigen Gegenständen, die den innerhalb des beschränkten Wirtschaftsterritoriums drohenden äußeren Gefahren ausgesetzt sind, häufig ihre örtliche Lage wechseln und auch innere Gefahren einschließen, die in dem Betriebe der dazu gehörigen beweglichen Krafterzeuger fühlbar werden und durch subjektive Momente einen stärkeren Einschlag erhalten, als sonstige landwirtschaftliche Einrichtungen.

Bei Dreschgarnituren wäre zu unterscheiden, ob sie als Eigentum des Grundbesitzers ausschließlich im Bereiche seiner Wirtschaft gebraucht werden oder ob sie *auch* oder als Eigentum eines Unternehmers *nur* für Fremde arbeiten.

d) Lebendes Inventar, Mastvieh, Seidenraupenzucht- und Fischbrutanstalten.

Das Risiko des lebenden Inventars wird günstiger beurteilt, als das Risiko des toten Inventars, weil die Rettungsmöglichkeit bei Vieh bedeutend höher angeschlagen und der Umfang eines etwaigen Schadens an Tieren geringer eingeschätzt wird, als bei Gegenständen, welche

unter den Begriff des toten Inventars fallen. Dieser Grundsatz ist jedoch nur mit einiger Einschränkung aufrecht zu halten, weil die gemachte Voraussetzung bei einigen Viehgattungen nicht zutrifft, wie z. B. bei Borstenvieh, Schafen, Bienen und Federvieh.

Mastvieh ist aus dem lebenden Inventar auszuschneiden.

Nichtsdestoweniger zeigt das Risiko des lebenden Inventars gegenüber anderen Risiken auch schon deshalb, weil es sich zeitweilig auf mehr oder weniger unbeschränkte freie Räume verteilt, ein besonderes Gepräge und verdient daher auch eine besondere selbständige statistische Behandlung.

Das gegenüber dem gewöhnlichen Nutzvieh höhere Risiko einzelner Zucht- oder Seltenheitstiere kann im Hinblick auf die verhältnismäßig geringe Zahl der diesbezüglichen Verträge in der Statistik nicht gesondert behandelt werden und muß vielmehr von Fall zu Fall der individuellen Beurteilung überlassen bleiben.

Mastvieh ist wohl ein schwereres Risiko als das lebende Inventar. Während Zucht- und sonstiges Nutzvieh nach den einzelnen Tiergattungen und nach der Art der Nutzung getrennt zu werden pflegt, wodurch das Gesamtrisiko des lebenden Inventars eine gewisse Teilung und Verteilung erfährt, ist das Risiko des Mastviehes in der Regel ein geschlossenes Ganzes, weil es an bestimmte Räume ständig gebunden ist. Der geringeren Beweglichkeit der einzelnen Masttiere wegen, die mit dem Fortschreiten der Mastung abnimmt und aus Betriebsgründen abnehmen muß, wird die Rettungsmöglichkeit umso geringer und der Schadenquotient in der Regel umso größer, je weiter die Mastung gediehen und infolgedessen auch die Werthöhe des Risikos gestiegen ist. Das Mastviehrisiko steht sozusagen im umgekehrten Verhältnisse zu dem noch nicht abgelaufenen Teile der Mastperiode, also gewissermaßen auch zu der Versicherungsdauer.

Lebendes Inventar und Mastvieh ist bloß äußeren Gefahren ausgesetzt, die bei beiden diesen Risikengattungen ihrer Art und Höhe nach so ziemlich gleich sind. Der Unterschied dieser beiden Risikengattungen liegt vornehmlich in dem Ausmaße des von irgend einem Schadenereignisse bedrohten Wertes, welcher bei Mastvieh zu meist schwerer in die Wagschale fällt, als bei lebendem Inventar.

Ein Umstand kommt dem Mastviehrisiko gegenüber demjenigen des lebenden Inventars zugute und zwar die einheitliche und gleichmäßige Ordnung und Sorgfalt, mit welcher die Mastung in der Regel betrieben wird, während in der Wartung und Behandlung des lebenden Inventars eine Einheitlichkeit und Gleichmäßigkeit nicht so leicht wie dort erreicht werden kann.

Seidenraupenzuchtanstalten.

Das Risiko dieser Objekte ist einerseits vornehmlich von dem Grade abhängig, bis zu welchem für die Anlage und dauernde Erhaltung der zur Ernährung der Raupen erforderlichen Maulbeerbäume vorgesorgt ist und liegt andererseits in der Temperatur, bei welcher diese Zucht stattfindet.

Fischbrutanlagen.

Zum rationellen Betriebe dieser Anlagen ist jederzeit eine ausreichende Menge des dazu geeigneten Wassers notwendig. Etwaige Unzulänglichkeit oder ein zeitweiser Mangel dieses Erfordernisses steigert das mit dem Betriebe von Fischbrutanstanlen verknüpfte Risiko.

Die Eigenart dieser beiden letztgenannten Risikengattungen würde eine gesonderte statistische Behandlung derselben rechtfertigen, wenn die Masse derselben größer wäre. Da aber diese Risiken nur in gewissen Länderdistrikten vorkommen und in irgend eine Gruppe statistischer Objekte eingereiht werden müssen, so mögen sie zum lebenden Inventar gerechnet werden, weil sie mit den zu dieser Gruppe gehörigen Objekten gewissermaßen als verwandt angesehen werden können.

e) W a r e n.

Während die statistischen Objekte, welche als Fahrnisse, lebendes Inventar und totes Inventar unterschieden werden, bis auf wenige zu dem letzteren gehörige Gegenstände bloß äußere Gefahren bergen, ist das Risiko der statistischen Objekte, die zu Gebäuden und Maschinen nebst maschinellen Einrichtungen zählen, auch mit inneren Gefahren verbunden, die bei Gebäuden in der Beheizung und Beleuchtung der Räume, bei Maschinen in der Arbeit liegen, welche von den Gegenständen im Betriebe verrichtet wird.

In ähnlicher Weise wie mit den letztbezeichneten zwei Gattungen statistischer Objekte verhält es sich mit Waren. Auch diese schließen außer den äußeren Gefahren, welchen sie unterworfen sind, auch innere Gefahren ein, welche in der materiellen Beschaffenheit dieser Gegenstände und in der Neigung zur Selbstentzündung liegen, die durch unzumutbare Lagerung einzelner Gattungen derselben und auch dadurch hervorgerufen wird, daß gewisse Gattungen dieser Gegenstände das Zusammenlagern nicht vertragen. Das Hintanhalten der inneren Gefahren, die durch den letztangeführten Umstand leben-

dig werden. liegt zwar in der Hand des Versicherten, ist aber in vielen Fällen der gegebenen Verhältnisse halber nicht durchführbar. Dem Versicherer bleibt in den meisten derjenigen Fälle, in welchen Waren mannigfaltiger Gattungen mit- und durcheinander gelagert werden, nichts anderes übrig, als mit den vorhandenen unabänderlichen Tatsachen zu rechnen und dem unabwendbaren Übel dadurch zu begegnen, daß er die jeweilige Höhe der in dem Risiko von Waren selbst liegenden Gefahr durch Abstufung der Prämie zum Ausdruck bringt.

Da eine individuelle Beurteilung der verschiedenen Warengattungen aus praktischen Gründen nicht möglich ist, so kann diese Abstufung des Risikos nur in der Weise geschehen, daß aus der großen Zahl vorkommender Warengattungen diejenigen in je eine Gruppe zusammengefaßt werden, die annähernd von derselben Gefahrenhöhe sind. Um nun die Zahl der Klassen, in welche die verschiedenen Warengattungen eingereiht werden sollen, zu ermitteln, sei auf die Gepflogenheit hingewiesen, die sich aus dem Versicherungsbetriebe selbst herausgebildet hat. Wenn man die gebräuchlichen Warentarife zur Hand nimmt, so wird man die Wahrnehmung machen können, daß von der räumlichen und örtlichen Lage des Risikos und von der Beschaffenheit der Gebäude, in welchen Waren untergebracht sind, abgesehen, bei diesen Gegenständen, da wo Gefahrenhöhen unterschieden werden, das Maximum der Gefahren gegenüber einem Minimum von g auf 3g, 4g, 5g, 6g, 8g, und bis auf 10g eingeschätzt ist und bei gleichbleibendem Umfange der Haftung des Versicherers in den einzelnen — zumeist 5 — Klassen entweder um 0.2g, 0.3g, g, 2.5g oder bei zusammen 8 Klassen je zweimal um 0.5g und g und dreimal um 2g steigt, bei erweiterter Haftung dagegen je nach der Ausdehnung derselben um g, 1.5g, 2g, 2.5g zunimmt.

Der Umfang der Haftungsverbindlichkeit kommt bei dem gewöhnlichen allgemeinen Warenrisiko nicht in Anschlag und wird eine Abtönung des Prämienbedarfes und demnach auch eine besondere Zusammenfassung der Gesichtspunkte, von welchen aus die statistische Behandlung des Risikos anzugehen ist, nur dann bedingen, wenn sehr große Mengen bestimmter Warengattungen und demzufolge übermäßige Werthöhen in Frage stehen und mit Rücksicht auf die Begleitumstände eine eigenartige Beurteilung des Risikos erfordern, wie zum Beispiel bei Warenspeichern oder Lagerhäusern. Risiken solcher Art sollen aber nicht an dieser Stelle sondern erst später in Betracht gezogen werden.

Die Struktur der Warentarife deutet darauf, daß der Unterschied der Gefahrensummen zwischen den einzelnen Warenklassen nicht

durchwegs gleich ist, sondern mit jeder höheren Warenklasse ganz erheblich steigt. Nach den Tarifen, welche 5 Klassen von Warengattungen und zwar

1. leicht zu beschädigende,
2. einfach,
3. doppelt,
4. dreifach,
5. höchst feuergefährliche Waren

unterscheiden, schwanken die Gefahrenhöhen der einzelnen Klassen zwischen

g 1·3 g u. 1·5 g, 1·5 g u. 2 g, 2·5 g u. 5 g, 3·6 g u. 8 g,
die Klassenunterschiede daher zwischen

0·3 g u. 0·5 g, 0·2 g u. 0·7 g, g u. 3·5 g, 1·1 g u. 5·5 g

und es verhalten sich die Klassenunterschiede nach dem abgerundeten Durchschnitt von 6 Variationen des Elsaß-Lothringischen Warentarifes wie

$$1 : 1·5 : 8 : 8,$$

während die Klassenunterschiede des böhmischen Warentarifes sich zu einander verhalten wie

$$1 : 1·5 : 5 : 12·5.$$

Bei Betrachtung dieser Verhältniszahlen drängt sich die Frage auf, ob und wodurch die große Steigung der Klassenunterschiede begründet werden kann; ob es angesichts derselben gerechtfertigt ist, nur 5 Klassen von Warengattungen zu unterscheiden und ob es am Ende nicht richtiger wäre, die Anzahl der Warenklassen zu vermehren und auf solche Weise das starke Anwachsen der Gefahrenunterschiede in den höheren Klassen zu mildern. Vom wirtschaftlichen Standpunkte könnte gegen die Aufstellung von mehr als 5 Warenklassen (wie bereits angedeutet, gibt es schon Tarife, die 8 Warenklassen unterscheiden.) ein triftiger Einwand kaum erhoben werden. Bedenkt man aber, daß Warenrisiken nicht allein nach der Klasse, in welche die betreffende Warengattung eingereiht wird, sondern auch noch nach Ortsklassen zu trennen sind, daß weitere Gefahrenklassen den mit der statistischen Behandlung von Waren verknüpften Aufwand in recht fühlbarer Weise erhöhen würden, dann wird man sich wohl bescheiden und damit zufrieden geben müssen, daß die Gefährlichkeit der verschiedenen Warengattungen wenigstens nach 5 Klassen unterschieden wird.

Um feststellen zu können, in welche Gefahrenklasse die eine oder die andere Warengattung einzureihen ist und um das Gesetz zu finden, nach welchem sich die Gefahrenunterschiede zwischen je zwei nacheinander folgenden Klassen regeln, müßte eigentlich jede einzelne Warengattung auf die Zahl der Versicherungsverträge, auf die Zahl der Schadenfälle, auf das Verhältniß von $\frac{S}{V}$, auf den aus den beobachteten Schadenfällen sich ergebenden Grad der Selbstentzündlichkeit, der Verträglichkeit bei Zusammenlagern mit anderen Warengattungen im ganzen und nach den unterschiedenen Ortsklassen untersucht werden. Daß eine solche Untersuchung mit einer Unsumme von Arbeit und mit einem kaum bestreitbaren Kostenaufwande verbunden wäre, wird umso einleuchtender, wenn man die materiellen Opfer erwägt, welche für die statistische Behandlung auch nur eines Umstandes erbracht werden müssen. Insolange aber die Untersuchung von Warenrisiken nach den angedeuteten Richtungen nicht durchgeführt ist, bleibt die Klassifikation dieser Objekte lediglich eine Gefühlssache.

Spiritus.

In ähnlicher Weise wie Mastvieh vom lebenden Inventar unterschieden wird, pflegen viele Versicherer auch der Versicherung von Spiritus gegenüber der gewöhnlichen Warenversicherung eine besondere Aufmerksamkeit zuzuwenden, wenn diese Ware dem Handel noch nicht überliefert und als Produkt einer nicht fabriksmäßigen, sondern mit dem landwirtschaftlichen Betriebe verbundenen Erzeugung aufzufassen ist. In den meisten der hier gedachten Fälle hängt der betreffende landwirtschaftliche Brennereibetrieb mit der Mastung zusammen; das Brennereierzeugnis ist also bis zu einem gewissen Grade auch den Gefahren ausgesetzt, die dem landwirtschaftlichen Betriebe anhaften. Dadurch erscheint auch die tarifarische Behandlung von Spiritusvorräten, die dem Bereich der betreffenden Landwirtschaft noch nicht entzogen sind, begründet, woraus sich die Folge ergibt, daß dieser Spiritus als besonderes statistisches Objekt zu behandeln wäre.

Holz,

welches bei industriellen, einerlei ob im Waldgebiete oder außerhalb desselben befindlichen Werken lagert und zu dem Risiko eines solchen Unternehmens gehört, oder welches abseits der im und beim Waldgebiete errichteten Legestätten, Triftplätze und Riesen im rohen oder

bearbeiteten Zustande auf besonderen Lagerplätzen oder unter Dach aufgestapelt ist, sollte als ein vom Waldbetriebe unabhängiges Risiko einer von diesem getrennten statistischen Behandlung unterzogen werden, ähnlich wie

Kohlen,

die losgelöst vom Bergbaubetriebe auf besonderen Vorratsstätten oder unter Dach aufgehäuft sind, weil solchen Vorräten die mit dem Waldbeziehungsweise Bergbaubetriebe zusammenhängenden Gefahren nicht anhaften und ihnen andere subjektive und objektive Gefahrmomente innewohnen.

Ebenso verhält es sich mit Vorräten an

Lohe und Rinde,

die, insolange sie im Waldgebiete lagern, durch die dem Waldrisiko eigenen Gefahren gekennzeichnet sind, sobald sie aber außerhalb des Waldgebietes vorkommen, dem Warenrisiko einzuverleiben wären.

f) Ernteprodukte (Feld- und Wiesenfrüchte).

Wenn auch diejenigen Produkte der Landwirtschaft, die soweit gediehen beziehungsweise ausgearbeitet sind, wie sie im Handelsverkehre vorkommen, als Waren zu gelten haben, so wird man dennoch die aus dem landwirtschaftlichen Betriebe hervorgegangenen Bodenfrüchte insolange als Ernteprodukte ansehen und dementsprechend behandeln müssen, als sie das Territorium des Grundbesitzers, der sie produziert hat, nicht verlassen haben, weil sie bis dahin allen denjenigen Gefahren mit unterliegen, die der landwirtschaftliche Betrieb mit sich bringt und daher das so ziemlich gleiche Schicksal der für den Handel noch nicht oder überhaupt nicht geeigneten Ernteprodukte teilen.

Wiewohl nicht zu verkennen ist, daß manche Bodenfrüchte der Landwirtschaft an und für sich bei weitem geringere Gefahren einschließen als Halm-, Hülsen- und Wiesenfrüchte, z. B. Knollengewächse, Grünfutter und manche andere Futterstoffe und die Produktion derselben, wie beispielsweise bei Hopfen, Tabak, tierischen Fasern, eigenartige Verrichtungen erfordert, deren Gefahrenhöhe geringer anzuschlagen ist als bei Halm- und Wiesenfrüchten, während die mit anderen Produkten verknüpften Verrichtungen, wie bei Obstdörren, Hanf- und Flachsbearbeitungen größere Gefahren mit sich bringen, so ist eine Unterteilung und gesonderte statistische Behandlung derselben, so

wünschenswert sie auch wäre, aus dem wiederholt hervorgehobenen Grunde des dazu erforderlichen Aufwandes und auch deshalb nicht gut durchführbar, weil alle diese Produkte wie bereits erwähnt, durch das mehr oder weniger Ineinandergreifen von Einrichtungen im Betriebe der Landwirtschaft in einen gewissen Zusammenhang gebracht und auf solche Weise Gefahren ausgesetzt werden, welchen sie bei vollständig getrennter, von einander völlig unabhängiger Wirtschaft nicht unterworfen wären.

Von Wesenheit ist der Umstand, ob und welche von den eingeheimsten Feldfrüchten noch unbearbeitet oder ob die daraus gewonnenen Körner und Samen von den übrigen Vorräten abgesondert sind.

Bei keinem der statistischen Objekte kommt die Kurzfristigkeit und die große Masse des Risikos so stark zum Ausdrucke, wie bei Ernteprodukten. Mit dieser Tatsache geht die Einschätzung des auf eine verhältnismäßig kurze Dauer der Versicherung zusammengedrängten Risikos Hand in Hand. Es wird daher am Platze sein, diesem Umstande einigermaßen näher zu treten.

Prämienskala.

Jeder Versicherungstechniker weiß, daß der Prämienbedarf für eine Versicherung, die auf kürzere Dauer als die Versicherungszeiteinheit a abgeschlossen wird, größer sein muß als der für die Fraktionsdauer entfallende aliquote Teil der Jahresprämie. Die für die verschiedenen Fraktionen von a abgestuften Prämienskalen der einzelnen Versicherer weisen aber so bedeutende Unterschiede in der Einschätzung eines der Beschaffenheit und der Zeitdauer nach gleichartigen Risikos auf, daß es schwer fällt, die Gesichtspunkte zu erforschen, nach welchen bei Aufstellung einer Skala ausgegangen worden ist.

Einige der im Gebrauche stehenden Prämienskalen basieren auf der rechnungsmäßigen Schadenwahrscheinlichkeit, andere zeigen wahrnehmbare Spuren von Grundsätzen, nach welchen die Prämie zu berechnen wäre für eine unterjährige Versicherung, welche auf die betreffende Fraktionsdauer ununterbrochen immer erneuert wird; weitere Skalen lassen weder das eine noch das andere der erwähnten Merkmale erkennen und aus keiner der Tabellen über Fraktionsprämien lassen sich Schlüsse darauf ziehen, wie die Prämie aus der nach dem Verhältnisse von $\frac{S}{v}$ resultierenden auf a bezogenen Relation für solche unterjährige Versicherungen abgeleitet wurde, welche nicht erneuert werden.

Zur Illustration der Verhältnisse sei angeführt, daß das Risiko g einer Versicherung die auf eine kürzere Dauer als die Versicherungszeit einheit a läuft, außer dem entsprechenden aliquoten Teil von g eingeschätzt wird bei

	$\frac{a}{12}$	$\frac{a}{6}$	$\frac{a}{4}$	$\frac{a}{3}$	$\frac{5a}{12}$	$\frac{a}{2}$	$\frac{7a}{12}$	$\frac{2a}{3}$	$\frac{3a}{4}$	$\frac{5a}{6}$	$\frac{11a}{12}$
in Österreich-Ungarn mit	0.3167	0.2333	0.1500	0.1667	0.1833	0.1667	0.1667	0.1333	0.0833	0.0667	0.0333
auch	0.1167	0.1333	"	"	"	"	"	"	"	"	"
auch	0.3167	0.2333	"	"	"	"	"	"	"	0.1667	0.0833
auch	"	"	"	"	"	0.2000	"	"	0.1000	"	"
auch	0.0917	0.0833	0.0750	0.0667	0.0583	0.0500	0.0417	0.0333	0.0250	0.0167	0.0083
in Deutschland und Hamburg mit .	0.1667	0.1667	0.2500	0.3333	0.2500	0.1667	0.1667	0.3333	0.2500	0.1667	0.0833
in Elsaß-Lothringen mit	0.3167	0.2333	0.1500	0.3667	0.2833	0.2000	"	"	"	"	"
in Frankreich mit	0.1667	0.0833	—	0.1667	0.0833	—	0.1667	0.0833	—	"	"
in Belgien mit	0.4167	0.3333	0.2500	0.4167	0.0333	0.2500	0.4167	0.3333	0.2500	"	"
in England mit	0.1667	0.2083	0.2500	0.1667	0.2083	0.1250	"	"	"	"	"
in Island mit	"	0.1333	0.1500	"	0.1658	0.1675	0.1667	0.1333	0.1125	0.0842	0.0458
in Amerika mit	"	"	"	"	0.1833	0.2000	0.1667	"	0.1000	0.0667	0.0333

der Gefahrensumme g .

Daß bei einer solchen Unstimmigkeit in den Skalen die aus $\frac{s}{v}$ abgeleiteten Prämienerfordernisse mit den eingehobenen Prämien nicht vergleichbar sind und eine nach Maßgabe der erstangeführten Relation etwa vorgenommene Korrektur der Fraktionsprämiientabellen den tatsächlichen Verhältnissen nicht entsprechend wäre, liegt auf der Hand. Wenn also die Statistik kurzfristiger Risiken, wie sie vorwiegend bei Ernteversicherungen in großen Massen vorkommen, für Tarifzwecke dienen soll, dann ist es unerläßlich, vorerst eine einheitliche, rechnungsmäßig richtige Basis für die Fraktionsprämie zu schaffen.

Übersicht der statistischen Angaben.

Die Gesamtheit der Versicherungsobjekte und der darauf bezug-habenden statistisch erhobenen Einzelheiten wäre mit Rücksicht auf Gattung und Art von Risiken in folgende vier Gruppen einzuordnen:

- I. Großstädtische Risiken,
- II. Risiken der Landstädte und Märkte.
- III. Ländliche Risiken.
- IV. Besondere Risiken.

In die Gruppen I und II wären die einschlägigen, kategorisierten Objekte a), ferner die Objekte c), d), die nach Gefahrenklassen unterschiedenen Objekte e) und die Objekte f) *nach Ortsklassen eingeteilt* aufzunehmen.

Die Gruppe III hätte die zum großen Grundbesitze gehörigen Objekte von den zum kleinen Grundbesitze zu zählenden Objekten getrennt auszuweisen.

Für die Unterscheidung des Besitztums müßte entweder das in Hektaren ausgedrückte Ausmaß der bewirtschafteten Bodenfläche oder die Höhe der Gesamtsumme maßgebend sein, mit welcher die zugehörigen Objekte versichert sind.

Vom Großgrundbesitz wären die kategorisierten Objekte a), die Objekte c), d) und f) zu verzeichnen, während von den Zugehörigkeiten des kleinen Grundbesitzes die kategorisierten Objekte a) sowie auch die Objekte c), d), die nach Gefahrenklassen getrennten Objekte e) und die Objekte f) *nach Ortsklassen einzuteilen* und hiernach aufzuführen wären.

Die Liegenschaften des Großgrundbesitzes ziehen sich oft durch zahlreiche Orte, ja selbst durch verschiedene Bezirke dahin und erstrecken sich mitunter auf ganze Ländergebiete. Aus diesem und dem weiteren Grunde, daß die Bewirtschaftung des Großgrundbesitzes

ziemlich einheitlich geregelt ist und die Abweichungen in den objektiven und subjektiven Verhältnissen bei diesen Risiken weniger von Belang sind, wäre eine Klassifizierung derselben weniger gerechtfertigt.

Anders verhält es sich mit dem kleinen Grundbesitz. Hier treten auf beschränkten Ortsgebieten alle die Gegensätze in scharfer Weise hervor, welche bei der innigen Berührung der zusammengedrängten Wirtschaftsverhältnisse aneinander stoßen und auf die Höhe des Risikos so vielfach einwirken, daß eine entsprechend enger begrenzte Abstufung desselben ein Gebot der Notwendigkeit ist.

In die Gruppe IV hätten folgende Kategorien von Versicherungsobjekten zu fallen und zwar:

Fabriken,
gewerbliche Anlagen,
Waren- und Lagerhäuser,
Schauspielhäuser und Vergnügungsanlagen,
Wälder.

In Betreff der Fabriken und gewerblichen Anlagen hätte die Statistik in getrennter Weise Aufschluß zu geben über die statistischen Objekte a), b) und über die statistischen Objekte e) ohne Rücksicht auf die Gefahrenklasse der letzteren.

Bei Waren- und Lagerhäusern sowie bei Schauspielhäusern und Vergnügungsanlagen wären die statistischen Objekte a) getrennt von dem Inhalte derselben zu verzeichnen.

F a b r i k e n.

Für die Einschätzung von Gefahrensummen, mit welchen bei industriellen Anlagen gerechnet werden muß, sind außer den Momenten, auf die bei Beurteilung von einfachen Risiken Bedacht genommen wird und welche bereits Erwähnung gefunden haben, auch noch weitere Gefahrumstände von Maßgabe, die in objektiven und subjektiven Verhältnissen gelegen und gewerblichen und industriellen Betrieben mehr oder weniger jeder Art eigen sind und weiter auch solche Gefahrumstände, die dem besonderen Fabrikbetriebe innewohnen.

Fabriksrisiken aller Art sind mit Gefahren behaftet, die
im Alter und unzeitgemäßen Zustande,
in mangelhafter Instandhaltung der Anlage im allgemeinen,
in der Unzulänglichkeit der Betriebsräume, der physischen
und materiellen Betriebsmittel,
in ungünstigen Geschäftsverhältnissen,
in der Nacharbeit,
Anhäufung von Vorräten,

- im Zusammenhang der Vorräte mit gefährlichen Verrichtungen und Verfahren.
- in mangelhafter Einrichtung und Ausübung des Bewachungs-, Überwachungs- und Reinigungsdienstes.
- in der Unzulänglichkeit der eigenen und
- in mangelhafter Handhabung der überhaupt zur Verfügung stehenden Löscheinrichtungen.
- im Transporte von Rohmaterialien und Fabrikaten liegen.

Manche von den angeführten Gefahrmomenten sind innerhalb der Versicherungszeiteinheit oder einem bestimmten Teile derselben ziemlich beständig und daher leicht zu erfassen und statistisch zu verzeichnen. Sie werden auch bei der Bemessung des Versicherungspreises in Anschlag gebracht, freilich nur mehr auf Grund einer schätzungsweisen als durch statistische Ergebnisse erhärteten Bewertung derselben. Andere von den aufgezählten Gefahrumständen sind veränderlicher Natur und treten nur zeit- und sprungweise auf, so daß sich eine gesonderte Bewertung derselben vorerst nicht durchführen läßt und die Maßgabe dieser Gefahren auf die Prämienbemessung entweder nur von allgemeiner Einwirkung auf den Prämiensatz sein kann oder ihres seltenen, plötzlichen und vorübergehenden Auftretens wegen auf die Bewertung der innerhalb der Versicherungszeiteinheit obwaltenden Gefahren ohne Einfluß bleibt. Damit soll aber nicht gesagt sein, daß sie rechnungsmäßig nicht behandelt werden können und Umstände wären, die sich nicht erheben und statistisch verarbeiten lassen.

Gewissen Fabriken sind die Gefahren, welche in physikalischen oder chemischen Eigenschaften der Erreger ihren Grund haben und bei mechanischen oder chemischen Vorgängen sich äußern, gemeinsam. Hierher gehört die Gefahr

- der Betriebskraft,
- der Krafterzeuger,
- des Dampfes,
- der Elektrizität,
- der im Betriebe verwendeten und erzeugten Gase,
- der Erwärmung, Erhitzung, Kochung, Verdampfung, Destillation, Oxydation, Nitrierung, Carburierung, Röstung und Verkohlung,
- die Gefahr der Heiz- und Beleuchtungsstoffe,
- der Abfälle,
- der im Betriebe entstehenden Staubarten,
- der Verpackung.

Von diesen Gefahren sind einzelne für die Bemessung des Prämiensatzes von grundlegender, manche bloß von untergeordneter Bedeutung oder sie beeinflussen nur die Prämie für bestimmte Teile des Risikos.

Die Gefahren des besonderen Fabriksbetriebes sind
in den Eigenschaften der zu verarbeitenden Rohstoffe,
in den Verfahren bei Verarbeitung der Ausgangsmaterialien,
in den mit diesen Verfahren verbundenen Vorgängen und Ver-
richtungen und
in den Eigenschaften der fertigen Fabrikate

zu suchen.

Die Höhe dieser Gefahren ist für das Ausmaß der Prämie ausschlaggebend und wird in der Regel summarisch eingeschätzt, in einzelnen Fällen abgestuft, je nachdem einzelne der mit dem Fabriksbetriebe verknüpften Verrichtungen aus der Reihe der besondere Gefahren darstellenden Verfahren und Vorgänge ausgeschieden sind oder zu diesen Verfahren und Vorgängen etwa noch hinzukommen. Die große Zahl der verschiedenen Industriebetriebe — der Fabrikstarif der österreichisch-ungarischen Versicherungs-Aktiengesellschaften weist über 500 Positionen auf — und die Unterscheidung der den jeweiligen Betrieben angemessenen Prämie, welche auf dem durch die Mannigfaltigkeit der in den verschiedenen Betrieben summierten Gefahren begründeten Einschätzen der Risiken beruht und in Österreich-Ungarn bei einem Minimum von g durch das Maximum von 22 g ausgedrückt ist, erschwert ungemein die Verarbeitung dieser statistischen Objekte. Die Anlage einer Statistik nach den einzelnen Industriebetrieben wird aus dem sattsam hervorgehobenen wirtschaftlichen Grunde kaum zu realisieren sein und es wird daher da und dort versucht, verwandte Betriebe in Gruppen zusammenzufassen und die Versicherungsergebnisse aus industriellen Risiken in solche Gruppen zu vereinigen. So werden beispielsweise in Österreich-Ungarn verwandte Industriebetriebe in folgende Gruppen eingeteilt:

- I. Textilindustrie,
- II. Spinnereien und Seilereien,
- III. Streichgarnspinnereien,
- IV. Chemische Industrie,
- V. Brauindustrie.
- VI. Zuckerindustrie.
- VII. Mühlenindustrie,
- VIII. Montanindustrie,
- IX. Holzindustrie,
- X. Papier- und Druckindustrie,

XI. Lederindustrie.
 XII. verschiedene Industrien
 oder:

Brennereien, Cichorien-, Rüben- und Obstdörren, Mahlmühlen, Sägen, Stärkefabriken, Tischlereien, Ziegelbrennereien und eine Gruppe, welche Faßbindereien, Färbereien, Brauereien, Gerbereien, Seifensiedereien und landwirtschaftliche Maschinenfabriken umfaßt,

während Deutschland zum Beispiel nachstehende Industriegruppen unterscheidet und zwar:

1. Textilindustrie und zwar:
 - A. Spinnereien,
 - B. Webereien,
 - C. sonstige Betriebe und Benützungsarten,
 - D. Magazine und Lager im Freien,
2. Braunkohle-, Briketten- und Preßsteinefabriken,
3. Papierindustrie,
4. Tabakindustrie,
5. Lederindustrie,
6. Tonwaren- und Zementfabriken,
7. elektrische Bahnen und Elektrizitätswerke

oder auch:

chemische Industrien, Industrie der Zündwaren und Explosionsstoffe, Metallindustrie, Holzindustrie, Kalkstein- und Holzwarenindustrie, Papierindustrie und polygraphische Gewerbe, Industrie der Leder-, Gummi- und Kurzwaren, Industrie der Tücher- und Bekleidungsstoffe, Industrie der Heiz- und Beleuchtungsstoffe, Industrie der Nahrungs- und Genußmittel, Mühlen, Zuckerfabriken.

Wird für das durch den niedrigsten Prämiensatz des Tarifes eingeschätzte Risiko des am wenigst gefährlichen Fabriksbetriebes ähnlich wie bei früheren Anlässen die Bezeichnung g gewählt, wobei ausdrücklich gesagt sein soll, daß für g aus jedem Tarife ein anderer absoluter Wert hervorgeht, so findet man, daß die mit den verschiedenen Industriebetrieben vereinigten Gefahrensummen nach dem österreichischen Tarife ein Maximum von 22 g, nach dem deutschen Tarife ein solches von 41·6667 g erreichen. Aus dem letzteren ist auch zu ersehen, daß von der Gruppe 1 Textilindustrie auf

- A. Spinnereien 30 Tarifpositionen entfallen, bei welchen die Gefahrenunterschiede sich zwischen 1·6667 g und 16·6667 g bewegen,
- B. Webereien 9 Tarifpositionen entfallen, bei welchen die Gefahrenunterschiede sich zwischen 1·6667 g und 8·3333 g bewegen.

- C. sonstige Betriebe 149 Tarifpositionen entfallen, bei welchen die Gefahrenunterschiede sich zwischen g und 25 g bewegen,
- D. Magazine und Lager im Freien 58 Tarifpositionen entfallen, bei welchen die Gefahrenunterschiede sich zwischen 1'6667 g und 11'6667 g bewegen,
- zusammen 246 Tarifpositionen mit der Gefahrenspannung von g bis 25 g, daß
- Gruppe 2. . 16 Tarifpositionen zählt, deren Gefahrensummen zwischen 2 g und 16'6667 g liegen,
- „ 3. . 20 Tarifpositionen zählt, deren Gefahrensummen zwischen 1'6667 g und 41'6667 g liegen,
- „ 4. . 4 Tarifpositionen zählt, deren Gefahrensummen zwischen 2 g und 2'5 g liegen,
- „ 5. . 43 Tarifpositionen zählt, deren Gefahrensummen zwischen 1'6667 g und 25 g liegen,
- „ 6. . 19 Tarifpositionen zählt, deren Gefahrensummen zwischen 1'6667 g und 8'3333 g liegen,
- „ 7. . 9 Tarifpositionen zählt, deren Gefahrensummen zwischen 1'3333 g und 3'3333 g liegen.

Nach dem österreichischen Tarife schwanken die Gefahrenhöhen in den Betrieben zu Gruppe

I.	zwischen	2'5 g	und	15 g,
II.	„	2 g	„	16 g,
III.	„	3 g	„	16 g,
IV.	„	2 g	„	20 g,
V.	„	g	„	20 g,
VI.	„	2 g	„	4 g,
VII.	„	7 g	„	14'5 g,
VIII.	„	2 g	„	10 g,
IX.	„	3 g	„	22 g,
X.	„	2 g	„	20 g,
XI.	„	2'5 g	„	12 g,
XII.	„	2 g	„	20 g,

Zieht man die überaus große Spannung in Betracht, welche in dem Gefahrenunterschiede der zu einer industriellen Gruppe gehörigen Betriebe zum Vorschein kommt, so muß man zu der Überzeugung gelangen, daß eine Statistik industrieller Risiken, die nur nach bestimmten Industriegruppen angelegt wäre, dem Zwecke, dem sie zu dienen hat, in keiner Weise entsprechen könnte, weil aus den zusammengelegten Rechnungsergebnissen der zu einer Gruppe gehörigen, daher miteinander mehr oder weniger verwandten, der Gefahrenhöhe nach aber in so hohem Maße von einander verschiedenen Betrieben unmöglich auf

die Prämienerfordernisse des einzelnen Betriebes geschlossen werden kann. Die Durchschnittswerte, welche für die einzelnen Industriegruppen resultieren würden, wären ebenso unbrauchbar wie die Ergebnisse einer Statistik von Gebäudeversicherungen, die ohne Rücksicht darauf, ob Bauwert oder nur einzelne Gebäudefragmente getrennt sind, zusammengefaßt wären.

Da das System der Betriebsgruppen für die eigentlichen Zwecke der Statistik von industriellen Objekten nicht verwendbar ist, so müssen andere Wege aufgesucht werden, um das gewünschte Ziel zu erreichen. Untersuchen wir, inwieweit ein System von Gefahrenklassengruppen den unerläßlichen Anforderungen entsprechen würde und nehmen wir zu diesem Behufe den österreichischen Tarif her.

Derselbe weist im großen ganzen 29 verschiedene Prämiensätze auf, welche nachfolgende Gefahrenabstufungen zeigen und bei der angegebenen Anzahl von Industriezweigen Anwendung finden und zwar:

Anzahl der Betriebe	1	2	12	15	143	4	56	4	60	50
Gefahrenhöhe	$\frac{1}{g}$	$1\frac{1}{2}g$	$2g$	$2\frac{1}{2}g$	$3g$	$3\frac{1}{2}g$	$4g$	$4\frac{1}{2}g$	$5g$	$6g$
Anzahl der Betriebe	1	5	6	12	27	1	1	4	1	
Gefahrenhöhe	$6\frac{1}{2}g$	$6\frac{2}{3}g$	$7g$	$7\frac{1}{2}g$	$8g$	$8\frac{1}{2}g$	$8\frac{3}{4}g$	$9g$	$9\frac{1}{2}g$	
Anzahl der Betriebe	47	1	22	2	3	16	3	1	10	1
Gefahrenhöhe	$10g$	$10\frac{1}{2}g$	$12g$	$12\frac{1}{2}g$	$14g$	$15g$	$16g$	$18g$	$20g$	$22g$

Der Tarif zeigt die Struktur einer arithmetischen Reihe und würde mit geringen Abänderungen der Gefahrenunterschiede ermöglichen, die Gesamtheit der industriellen Risiken in drei Gruppen von Gefahrenklassen einzureihen, von welchen die erste Gruppe zwanzig Klassen umfassen würde, die eine arithmetische Reihe erster Ordnung bilden, deren erstes Glied g und deren Differenz $0\frac{1}{2}g$ wäre, während die zweite Gruppe fünf Klassen enthalten würde, die eine arithmetische Reihe erster Ordnung darstellen, deren erstes Glied $12g$ und deren Differenz g wäre, die dritte Gruppe aber würde 3 Klassen einschließen, die einer arithmetischen Reihe erster Ordnung entsprechen, deren erstes Glied $18g$ und deren Differenz $2g$ wäre.

I.	$\frac{1}{g}$	$1\frac{1}{2}g$	$2g$	$2\frac{1}{2}g$	$3g$	$3\frac{1}{2}g$	$4g$	$4\frac{1}{2}g$	$5g$	$5\frac{1}{2}g$
	39	5	6	12	27	1	5	1	47	1
	$6g$	$6\frac{1}{2}g$	$7g$	$7\frac{1}{2}g$	$8g$	$8\frac{1}{2}g$	$9g$	$9\frac{1}{2}g$	$10g$	$10\frac{1}{2}g$
II.	$\frac{22}{12g}$	$\frac{2}{13g}$	$\frac{3}{14g}$	$\frac{16}{15g}$	$\frac{3}{16g}$					
III.	$\frac{1}{18g}$	$\frac{10}{20g}$	$\frac{1}{22g}$							

(Die Klasse 6.25 g würde unter 6 g,
 " " 6.7 g " " 6.5 g,
 " " 12.5 g " in 13 g fallen und von den
 unter 5 g und 6g fallenden Betrieben würde je $\frac{1}{4}$ auszuschneiden und
 in die Klasse 5.5 g einzureihen sein.)

Auf solche Weise wäre es möglich, auf Grund der aus dem Versicherungsbetriebe für jede der Gruppen I, II, III sich herausstellenden Relationen von $\frac{S}{v}$ einen Schluß darauf zu ziehen, ob die Tarifsätze der Gruppen und in welchem Masse zu erhöhen oder herabzumindern sind. Dabei kämen bei der Gruppe III bloß 12, bei der Gruppe II dagegen 46 verschiedene Industriebetriebe in Frage, die insgesamt einer Reduktion oder Erhöhung des Tarifes unterzogen werden müßten.

Da in der Gruppe I von demselben Schicksal 453 verschiedene Betriebe getroffen wären, so könnte man, um nicht zu viele derjenigen Industrieklassen, bei welchen die Tarifsätze dem Versicherungsergebnisse anzupassen wären, in Mitleidenschaft zu ziehen, die Klassenreihe dieser Gruppen derart in 4 Fragmente teilen, daß ein jedes Fragment 5 Glieder der Klassenreihe I enthalten würde.

Der Anwendung des Gefahrenklassensystems müßte natürlicherweise die Einreihung der einzelnen Industriebetriebe in die einzelnen Gefahrenklassen vorausgehen. Wenn die Industriebetriebe im Hinblick auf die Höhe der damit verbundenen Gefahr klassifiziert wären, dann würde eine nach Gefahrenklassengruppen angelegte Statistik der einschlägigen Versicherungen auch die Verwertung der statistischen Ergebnisse für die Beurteilung der bei einer bestimmten Industriegruppe obwaltenden Verhältnisse und der daraus entspringenden Bedürfnisse der Versicherung ermöglichen, indem die zu einer solchen ins Auge gefaßten Gruppe gehörigen Industriezweige mit ihren statistischen Ergebnissen aus den Gefahrenklassen, in welche sie eingereiht wären, nur herausgehoben und zusammengelegt zu werden brauchten, um aus der Summe dieser zusammengelegten Daten den Verlauf der in die Industriegruppe fallenden Versicherungen entnehmen und daraus die notwendigen Schlußfolgerungen ziehen zu können.

Industrierisiken sind unbedingt getrennt von kleinen gewerblichen Risiken zu halten, weil sich die äußere Gestalt eines Betriebes von bescheidenem Umfange und die Art und Weise wie bei Ausübung desselben vorgegangen wird, wesentlich abhebt von der äußeren und inneren Einrichtung eines fabriksmäßigen Großbetriebes.

Gewerbliche Anlagen.

Während bei industriellen Risiken die Örtlichkeit und die Beschaffenheit des Unterbaues und der Bedachung der Gebäude, in welchen eine bestimmte Fabrikation stattfindet, in Ansehung der Gefahrensumme, die mit dem betreffenden industriellen Betriebe verknüpft ist und in Ansehung der großen Werte, die bei industriellen Unternehmungen in Betracht kommen, in den Hintergrund tritt, ist bei kleinen gewerblichen Anlagen die Bauart und Bedachung der Objekte, in welchen das betreffende Gewerbe ausgeübt wird, ein nicht zu unterschätzender Umstand, mit welchem bei Ermittlung des Prämienbedarfes für diese Art von Risiken gerechnet werden muß und der infolgedessen für die statistische Behandlung dieser Objekte nicht ohne Bedeutung bleiben darf. So sehr es erwünscht wäre, den Gefahrmomenten, die in den verschiedenen kleinen gewerblichen Betrieben an sich zu suchen sind, Rechnung zu tragen, weil das massenhafte Vorkommen von Risiken dieser Kategorie statistischer Objekte eine gesonderte Behandlung der verschiedenen Betriebe begründen würde, so muß im Hinblick auf die große Anzahl der verschiedenen Gewerbe und auf den Umfang, den die Statistik durch eine getrennte Behandlung der verschiedenen Gewerbe annehmen würde, aus praktischen Gründen davon abgesehen und an eine tunlichste Zusammenfassung derjenigen Gewerbe gedacht werden, die sich mit der Verarbeitung eines und desselben Materiales und mit der Verarbeitung von Ausgangsmaterialien beschäftigen, die ihrer Gefährlichkeit nach als miteinander verwandt oder einander ähnlich angesehen werden können. Daß die in eine Gruppe zu vereinigenden Gewerbe vielfache Unterschiede in den Gefahrensummen aufweisen würden, wäre eine Tatsache, die sich wohl schwer abändern ließe und mit welcher man sich abzufinden hätte und aus dem Grunde wohl auch füglich abfinden könnte, weil die Wertsummen, die bei kleingewerblichen Risiken in Betracht kommen, im Vergleiche zu den Wertbeträgen, mit welchen bei industriellen Risiken zu rechnen ist, von weitaus geringerer Höhe sind. Wollte man von der Gruppierung der Kleingewerbe ausgehen, wofür die Tatsache spricht, daß eine gruppenweise Ordnung dieser Risiken praktisch schon gehandhabt wird, so würde es vielleicht nicht unzweckmäßig sein, sich an die Einteilung anzulehnen, die im Geschäftsbetriebe bereits üblich ist und welche die Gewerbe in folgende Gruppen zusammenfaßt:

- I. Textilgewerbe mit Ausschluß von Verspinnung vegetabilischer Fasern.
- II. Spinnereien von vegetabilischen Fasern.

- III. Spinnereien von animalischen Fasern.
- IV. Chemische Gewerbe.
- V. Brau- und Brennereigewerbe.
- VI. Mühlen.
- VII. Montangewerbe.
- VIII. Holzverarbeitungen.
- IX. Papier- und Druckgewerbe.
- X. Lederverarbeitungen.
- XI. uneingeteilte Gewerbe.

Die Spannung in den Gefahrenhöhen, welche durch die Prämiensätze eines diesbezüglichen Tarifes ausgedrückt sind, bewegt sich bei den zu einer Gruppe vereinigten Gewerben zwischen

g	und 10	g	in der Gruppe	I.
g	"	6.7	g	" " " II.
g	"	10	g	" " " IV,
g	"	2	g	" " " V.
g	"	6	g	" " " VII.
g	"	4	g	" " " VIII,
g	"	5	g	" " " IX,
g	"	5	g	" " " X.
g	"	10	g	" " " XI.

Für die zur Gruppe III gehörigen Gewerbe werden die Prämiensätze von Fall zu Fall bestimmt, für die unter Gruppe VI fallenden Risiken bestehen besondere Tarifbestimmungen.

Die Scheidegrenze zwischen Fabriken und gewerblichen Anlagen kann durch die Stärke der Betriebskraft, mit welcher in dem Unternehmen gearbeitet wird oder durch die Höhe der Summe, mit welcher das Risiko versichert ist, zum Ausdrucke gebracht werden.

Die letztere Art der Scheidung der bezeichneten Risiken hat sich im praktischen Feuerversicherungsbetriebe bereits eingebürgert.

Waren- und Lagerhäuser.

Objekte dieser Art, wozu auch Bahnhofsmagazine gehören und welche bekanntlich zur Aufspeicherung großer Mengen von mannigfaltigsten Waren dienen, die den Gattungen, Quantitäten und demzufolge auch ihren — im wesentlichen immer hohen — Werten nach einem sozusagen stetigen Wechsel unterliegen, zeigen fast an allen Orten mehr oder weniger ein einheitliches Gepräge. Wenn auch da und dort einzelne dieser Objekte durch besondere Merkmale, die aus der durch die bezweckte Aufnahme von Waren verschiedenster Gattungen und Mengen bedingten Art ihrer Anlagen und Einrichtungen unverkennbar zum Vorschein kommen, so läßt sich denn doch behaupten,

daß diese Objekte im großen ganzen von einheitlichem Charakter sind, welcher von der örtlichen Lage derselben weniger beeinflußt wird. In Anbetracht des Umstandes, daß für die Beurteilung des Risikos ihr Inhalt von ausschlaggebender Bedeutung ist, fällt ihre bauliche Beschaffenheit — ähnlich wie bei großindustriellen Werken — weniger in die Wagschale. Daß die Einschätzung von Gefahren, welche solchen Risiken zugeschrieben werden, zu einer Individualisierung besonders derjenigen solcher Objekte, die in den Brennpunkten des Geschäftsverkehrs liegen, geführt hat und natürlicherweise führen mußte, soll kein Hindernis sein, die zu dieser Gattung von Risiken gehörigen Objekte zusammenzufassen und dieselben als eine unter allen Umständen von Risiken anderer Art getrennte Risikokategorie in der Statistik gesondert zu behandeln.

Schauspielhäuser und Vergnügungsanlagen.

Zu dieser Kategorie von Risiken zählen Objekte, in welchen öffentliche Schautellungen und Vergnügungen aller Art veranstaltet werden, ferner Warenmärkte und ähnliche Unternehmungen, welche mit großen Mengen leicht brennbarer Stoffe ausgerüstet zu sein pflegen, zu gewissen Zeiten hochgradige Beleuchtungs- und Beheizungsgefahren einschließen und allerlei subjektiven Gefahren Widerstand zu leisten haben, die durch massenhafte Ansammlungen von Besuchern hereingetragen und von diesen ausgelöst werden. Die besonderen Gesichtspunkte, von welchen aus die Beurteilung derartiger Risiken zu geschehen hat, sind Grund genug dafür, daß diese Objekte aus der Reihe der verschiedenen Gattungen von Risiken ausgeschaltet, als eine selbständige Kategorie von Versicherungsobjekten für sich allein statistisch verarbeitet werden.

Wälder.

Die Eigenart dieser Feuerrisiken, deren Versicherung leider noch lange nicht denjenigen Umfang erreicht hat, welcher die Behauptung völlig rechtfertigen würde, daß die aus dem Ergebnisse von Waldversicherungen ermittelten statistischen Daten eine Basis geben, die breit genug ist, um darauf einen den laufenden Verhältnissen angemessenen Tarif aufbauen zu können, verlangt eine ganz besondere und so vielseitige Behandlung dieser statistischen Objekte, daß vor Eingehen darauf unwillkürlich sich die Frage aufdrängt, ob es sich der Mühe lohnt, die Statistik von Waldversicherungen im Hinblick auf die damit verbundene Arbeit überhaupt zu erörtern. Da aber die Aufgabe, wie die finanzielle Frage einer Statistik der Feuerversicherungen gelöst

werden soll. hier nicht beantwortet zu werden braucht, die Anlage der Statistik also nur vom theoretischen nicht aber auch vom Standpunkte der von wirtschaftlichen Umständen abhängigen praktischen Durchführbarkeit zu kennzeichnen ist, so wäre der Statistik von Waldversicherungen all das Interesse zuzuwenden. welches durch den besonderen Reiz geweckt wird, der den Wäldern, dieser großartigen, herrlichen und herzbewegenden Schöpfung der göttlichen Natur innewohnt.

Für die Versicherung von Wäldern sind die vorgekommenen Brände und außer deren Örtlichkeit. Zeit, Art und Entstehungsursachen, hauptsächlich auch die *Flächen der abgebrannten Waldteile*, deren *Alter* und darin vorherrschende *Holzarten*, der durch die Beschädigung oder völlige Zerstörung des Bestandes dem Waldbesitzer entstandene *Schaden* und die erwachsenden *Kosten der Wiederaufforstung* der Brandflächen von Bedeutung.

Von Wichtigkeit ist das *Verhältnis*, in welchem die Gesamtfläche der Wälder zu der *abgebrannten Waldfläche* steht.

Die Versicherungen von *Nadelwäldern* sind getrennt zu behandeln von den Versicherungen, welche sich auf *Laubholz* oder *gemischte Bestände* erstrecken.

Die Forste wären zu unterscheiden, je nachdem

- a) Hochwaldbetrieb.
- b) Mittelwaldbetrieb,
- c) Niederwaldbetrieb oder
- d) ein unsystemisierter Betrieb

in Frage steht.

Bei Hochwäldern empfiehlt sich die Einteilung in vier Altersklassen und zwar:

bis zu 20 Jahren.

über 20 Jahre bis zu 40 Jahren.

über 40 Jahre bis zu 60 Jahren.

über 60 Jahre.

zumindest aber die Unterscheidung von drei Altersklassen und zwar:

bis zu 20 Jahren.

über 20 Jahre bis zu 40 Jahren.

über 40 Jahre.

Das in der bezeichneten Weise gesichtete Waldrisiko wird auch eine dahingehende Beurteilung zu erfahren haben, ob die Versicherung a) für den stehenden Wald allein geleistet wird oder ob b) die Versicherung nebst dem Wald das darin zu schlagende oder schon abgestockte und einer Verarbeitung zu unterziehende Holz einschließt oder ob c) in der Versicherung lediglich das im Waldgebiete gefällte und

darin lagernde oder aus den Waldschlägen bereits ausgerückte oder auf den Legestätten, beim Walde auf den Triftplätzen oder an den Riesen befindliche Holz inbegriffen ist.

Schlußbemerkungen.

Die Anlage und Ausgestaltung der Statistik der Feuerversicherungen erheischt um so größere Opfer, je gegliederter der Aufbau derselben ist. Das bestdurchdachte System wird solange nur denjenigen Wert haben, der einem Projekte zukommt, für dessen Ausführung die erforderlichen Geldmittel fehlen, solange nicht auch die Frage, wie die Kosten einer solchen Statistik, die bei mäßigem Umfange und einer noch so bescheidenen Gliederung ganz erheblich sind, und mit jeder in die Verarbeitung einbezogenen Einzelheit in ganz bedeutendem Maße wachsen, gedeckt werden sollen, einer ernsten Erörterung unterzogen und in praktischer Weise gelöst sein wird.

Es sind aber nicht allein die mit den statistischen Arbeiten zusammenhängenden Aufwände in Betracht zu ziehen, sondern auch die Rückwirkungen der Statistik auf innere Einrichtungen der verschiedenen Versicherungsunternehmungen und es darf nicht außeracht gelassen werden, daß die Einführung einer nach bestimmten Grundsätzen zu betreibenden Statistik auf die Anlage der Versicherungskataster, auf die Ausgestaltung, die den Versicherungsurkunden gegeben werden müßte, damit sie den Anforderungen der Statistik entsprechen und mithin auch auf die Gestaltung der Versicherungsanträge zurückwirkt.

Bei Inwerksetzen einer solchen Einrichtung müßte auch darüber nachgedacht werden, in welcher Weise den primitiv organisierten lokalen oder auf beschränkten Gebieten tätigen Versicherungsverbänden und Versicherungsvereinen die Möglichkeit geboten werden könnte, den Anforderungen gerecht zu werden, die mit der Anlage und Führung einer geregelten Statistik an sie herantreten würden. Wenn auch die statistischen Ergebnisse, welche aus der großen Gesamtheit der gut eingerichteten Versicherungsbetriebe hervorgehen würden, durch das Material der einen oder anderen unbedeutenden Versicherungsunternehmung eine nennenswerte Verschiebung nicht erfahren können, so würde das etwaige Fehlen von statistischen Angaben aus den Versicherungen der sämtlichen bestehenden lokalen Verbände und Vereine, deren Zahl und geschäftlicher Umfang sehr bedeutend ist, den inneren Wert der ermittelten Ergebnisse und die Verwendbarkeit derselben in ganz beträchtlichem Maße herabsetzen.

Da das Ausmaß des Prämienbedarfes von der Relation $\frac{S}{V}$ abhängig ist und dieses nicht nur von dem Verhältnisse, in welchem die Ver-

sicherungssumme zum Versicherungswerte steht, sondern auch von den Grundsätzen und Methoden beeinflußt wird, nach welchen die Schadenermittlung vorgeht, so würde es nicht überraschen dürfen, wenn bei sonst gleichen Verhältnissen die statistischen Ergebnisse der verschiedenen Versicherungsunternehmungen Unterschiede aufweisen würden.

Es soll auch nicht unbemerkt bleiben, daß die Ergebnisse der Statistik für die Ermittlung des Prämienbedarfes nicht angewendet werden können, wenn gewisse Voraussetzungen nicht erfüllt sind. Zu diesen Voraussetzungen gehört der Zusammenhang und die Stetigkeit gewisser Gefahren, die Ähnlichkeit derselben in Bezug auf ihre Ausdehnung. Bei einer verhältnismäßig geringen Zahl einer und derselben Gefahr, welche durch mittlere Werte ausgedrückt ist, kann ein einziger Fall dieser Gefahr, welcher einen großen Wert darstellt, sei es in der Versicherungssumme oder im Schaden, einen solchen Effekt zur Folge haben, daß die aus dieser Gefahr abgeleiteten Ergebnisse ganz unmaßgebend werden.

Bei Feststellung der Grundsätze für die Anlage und den Ausbau der Statistik ist auch darauf Bedacht zu nehmen, daß gewisse Risiken im Aussterben begriffen sind und in absehbarer Zeit verschwinden werden, während in der nächsten Zukunft neue Gefahrenmomente auftauchen und die Versicherungsergebnisse wesentlich beeinflussen können.

Einige Worte noch über die Einreihung der Feuerversicherungen in die verschiedenen Gruppen von statistischen Objekten.

Versicherungen gewöhnlicher Art, Verträge also, die nach den Grundsätzen der Einzel- oder summarischen Wertversicherung abgeschlossen sind, können zu Zweifeln darüber, in welche Kategorie statistischer Objekte sie einzuschachteln sind, kaum Anlaß geben. Anders steht es aber mit *Pauschalversicherungen* und *premier risque-Versicherungen*, die nicht auf einen bestimmten Gegenstand oder nicht auf eine besondere Gattung von Gegenständen lauten, sondern verschiedene statistische Objekte umfassen. Da bei solchen Verträgen eine Teilung derselben nach den einzelnen statistischen Objekten nicht tunlich ist, so muß die Einreihung derartiger Risiken unter die in der Statistik vorgesehenen Gegenstände unvermeidlich zu Mißgriffen führen, durch welche die Richtigkeit des Ergebnisses der betreffenden Kategorie von statistischen Objekten in einer nicht zu unterschätzenden Weise beeinträchtigt werden würde. Es dürfte mithin kaum zu umgehen sein, sowohl Pauschalversicherungen als auch premier risque-Versicherungen, für deren Prämierung insbesondere bei der letztbezeichneten Art von Abschlüssen eine verlässliche, rechnungsmäßig erhärtete Grundlage fehlt, einer gesonderten statistischen Verarbeitung zu unterziehen.

Aus dem Betriebe der Feuerversicherung haben sich allmählich gewisse Grundsätze herausgeschält, die überall, wo dieser Versicherungszweig Eingang und Ausbreitung fand, sich so fest einlebten, daß ihnen allgemeine Geltung beigemessen werden muß. Diese allerorts beachteten und angewandten Grundsätze in ihrem Zusammenhang betrachtet, sind der rote Faden, der aus dem wo immer erstellten Gewebe der Feuerversicherungstechnik in deutlicher, unverkennbarer Weise hervortritt und die Einheitlichkeit bezeichnet, welche in dem Betriebe des kräftigst entwickelten Astes der Schadensversicherung herrscht. Soweit die Einheitlichkeit der technischen Grundsätze reicht, sollte auch die Statistik von Feuerversicherungen in den verschiedenen Weltteilen einheitlich sein. Die weitere Ausgestaltung der so angelegten Statistik müßte aber den einzelnen Ländern vorbehalten bleiben, weil die Bedingungen dafür nicht auf der ganzen Welt und nicht einmal in jedem einzelnen Weltreiche gleich sind. Die Verhältnisse, aus welchen sich die Versicherungsbedürfnisse entwickeln, hängen von sachlichen und persönlichen Umständen ab, von welchen das Leben und verschieden geartete Wirken der einzelnen Völker begleitet ist. Die Feuerversicherung muß, der Entfaltung der allgemeinen und besonderen Wirtschaft folgend, überall, wo andere Völker in anderen Ländern anders schaffen, sich den obwaltenden Verhältnissen anschmiegen und daher auch ihre Statistik diesen Verhältnissen anpassen, weil nur eine in solcher Art ausgebaute Statistik für die Bildung des auf ein bestimmtes Land anzuwendenden Versicherungspreises ausschlaggebend, wenn auch nicht von alleiniger Maßgabe ist.

Ebensowenig als die Feuerversicherungsergebnisse eines Bezirkes allein für die Prämienerfordernisse dieses Bezirkes von ausschließlicher Bedeutung sein können, ebensowenig dürfen die aus der Eigenart eines Volkes hervorgegangenen Einwirkungen auf die Gestaltung und den Verlauf der Feuerversicherung im allgemeinen als Richtschnur dienen. Es wäre aber auch nicht richtig, aus den Versicherungserfolgen eines Reiches auf die Notwendigkeiten der Feuerversicherung einzelner Länder zwingende Schlüsse zu ziehen.

Das Ergebnis von Untersuchungen, die an der Gesamtheit eines aus verschiedenen Reichen herbeigeschafften statistischen Materiales durchgeführt wären, kann lediglich für die Beurteilung der Versicherungsverhältnisse im allgemeinen richtunggebend sein, zur Aufstellung von rationellen, für verschiedene Länder bestimmten Tarifen aber nicht verwendet werden, weil sich der Ausgleich von Risiken der Hauptsache nach innerhalb der einzelnen Länder vollziehen muß.

X. — D.

Über die Organisation einer Feuer- versicherungsstatistik.

Von Professor **Serge de Savitsch**, St. Petersburg.

1. Die Feuerversicherungsoperationen erreichen gegenwärtig kolossale Dimensionen. Die Prämienzahlungen für eigene Rechnung (d. h. nach Abzug des an die Rückversicherer gezahlten Teils vom Bruttoertrag der Prämien) und die Verluste — ebenfalls für eigene Rechnung — betrugen im Jahre 1906 in den Hauptstaaten Europas:

	Prämienzahlung (in Tausend Francs)	Verluste (in Tausend Francs)
Deutschland	270.056	180.347
Frankreich	131.820	77.663
England	614.446	551.307
Österreich-Ungarn . . .	92.512	53.774
Schweiz	11.134	13.507
Italien	25.622	14.434
Holland	15.297	9.868
Schweden	17.458	17.232
Norwegen	1.689	679
Dänemark	12.033	11.225
Rumänien	6.856	4.551
Bulgarien	12.367	7.709
Finland	6.170 ¹⁾	3.697 ¹⁾
Rußland	259.349 ²⁾	196.070 ²⁾
Summa . .	1.476.809	1.143.063

Leider existieren keine Angaben, nach denen man den Wert des versicherten Eigentums oder wenigstens seine Versicherungssumme

¹⁾ 1904.

²⁾ 1905.

bestimmen könnte; indessen, um zu beurteilen, welche Rolle die Feuerversicherung im ökonomischen Leben der Gegenwart spielt, genügt es darauf hinzuweisen, daß nach den Rechenschaftsberichten der deutschen Gesellschaften die Versicherungssumme bis zu 200 Milliarden Franks beträgt, bei den amerikanischen Gesellschaften 140 Milliarden. In diesen Ziffern kommen Wiederholungen vor, da das von der einen Gesellschaft versicherte Eigentum bei der Rückversicherung auch in der Versicherungsrechnung einer anderen Gesellschaft enthalten ist; nichtsdestoweniger zeigen diese Zahlen, daß die Umsätze in der Feuerversicherung ungeheure Dimensionen erreichen.

In England betrugen 1904 die Prämienzahlungen für die einfache Lebensversicherung fast dieselbe Summe (zirka 24 Millionen £) wie die Feuerversicherungsprämie für eigene Rechnung. In Rußland sind die Prämieinnahmen für Feuerversicherung um einige Male höher als die für Lebensversicherung.

Das theoretische Studium der mit der Feuerversicherung verknüpften Fragen ist indes in vielen Beziehungen hinter der Lebensversicherung zurückgeblieben; die Statistik dieses ersteren Zweiges — wenigstens soweit man sie aus den veröffentlichten Materialien herleiten kann — ist äußerst dürftig. Im günstigsten Falle bietet sie eine Zusammenstellung der Rechenschaftsberichte der Versicherungsgesellschaften und gibt fast ausschließlich Daten über die finanziellen Resultate sowohl der einzelnen Versicherungsunternehmungen als auch aller Anstalten des einen oder anderen Landes, aber sie gibt keinerlei Material zur theoretischen Beleuchtung der Grundlage der Assekuranz. Etwas besser steht es damit in den Ländern, wo eine amtliche Versicherungsstatistik geführt wird (z. B. in Deutschland, Österreich, Vereinigten Staaten), aber auch da ist sie durchaus nicht befriedigend. Besonders fehlt es — wenigstens in den zur Veröffentlichung gelangenden Arbeiten — an Daten, an denen die Richtigkeit der geltenden Tarife geprüft werden könnte; wenig bearbeitet sind die Ursachen des Ausbruchs und die Bedingungen der Ausbreitung eines Feuer-schadens u. s. w.

Eine Statistik des Brandwesens muß also ganz neu geschaffen werden; ich begrüße daher mit besonderer Freude den Beschluß des Organisationskomitees für den VI. internationalen Kongreß der Versicherungsmathematiker, diese Frage auf die Liste der Kongreßberichte zu setzen, und erlaube mir meine Erwägungen darüber auszusprechen. Indes will ich mich damit begnügen, ein allgemeines Schema für die Aufstellung einer Feuerversicherungsstatistik in den Kreis meiner Betrachtungen zu ziehen, und will den Kongreß nicht mit Erwägungen über die Details der Sammlung und Bearbeitung des Materials bemühen.

2. Die Organisation einer jeden statistischen Arbeit hängt wesentlich davon ab, für welche direkten Zwecke diese Statistik geführt wird. Daher ist der bloße Wunsch, vor dem prüfenden Blick des Forschers die Lage des einen oder andern Gebiets menschlicher Tätigkeit durch Ziffern zu beleuchten, noch nicht genügend für die richtige Formulierung der Frage nach der Organisation der Statistik und ebensowenig für den Aufbau der statistischen Untersuchung selbst. Welche Bedeutung wir einer solchen Beleuchtung auch beilegen, sie ist zu allgemein, als daß sie bestimmende Hinweise auf den Umfang der Arbeit und auf ihre Richtung geben könnte.

Für eine Statistik der Feuerversicherung kann man folgende praktische Zwecke aufstellen: 1. Untersuchung der finanziellen Resultate der Versicherungsoperation, 2. Verarbeitung der zur Aufstellung und Prüfung der Tarifsätze und der Regeln für Feuerversicherung unumgänglichen Daten und 3. Sammlung von Materialien für eine rationelle Begründung der Maßregeln zum Kampfe mit dem Ausbreiten und der Ausbreitung von Feuerschäden und speziell einer auf Verbesserung der zur Versicherung angemeldeten Risiken gerichteten Tarifpolitik der Versicherungsanstalten.

Die finanzielle, die eigentliche Versicherungs- (Tarif-) und die Brandstatistik, d. h. die Untersuchung der finanziellen Lage der Versicherungsanstalten und der ganzen Operation, die Ausarbeitung von Normen für die Aufstellung der Tarife und Begründung von Maßregeln zum Kampfe gegen das Feuer müssen also die drei Hauptabteilungen einer Feuerversicherungsstatistik bilden. Diese drei Aufgaben stehen in gewissem Zusammenhang, fallen aber durchaus nicht zusammen und decken einander nur teilweise.

3. Die finanzielle Statistik der Feuerversicherungsoperationen ist ihrem ganzen Wesen nach bedeutend einfacher als bei der Lebensversicherung, und zwar deshalb, weil bei der Feuerversicherung die Verpflichtungen sich gewöhnlich nur auf ein Jahr erstrecken. Die Prämienreserve, die in den Rechenschaftsberichten der Feuerversicherungsanstalten angegeben wird, ist ein Teil der laufenden Prämie, der im Berichtsjahr eingenommen ist, aber auf eine gewisse Zeit des folgenden Jahres entfällt: würden alle Prämien am ersten Tage des Berichtsjahres eingezahlt werden, so würde die Reserve sich nur auf die überhaupt nicht zahlreichen mehrjährigen Versicherungen beziehen. Eine Menge von Fragen fallen fort, die bei der richtigen Beurteilung des Berichts einer Lebensversicherungsanstalt auftauchen müssen (Sterblichkeitstabelle und Zinsennorm, die bei der Berechnung der

Reserve angewandt sind u. s. w.). Sogar die Frage nach der Anlage der Kapitalien der Anstalt spielt hier bei weitem nicht dieselbe Rolle.

Bei der Organisation der finanziellen Statistik muß man sein Augenmerk darauf richten, sowohl die finanziellen Resultate der Tätigkeit der *Versicherungsanstalten* eines gegebenen Landes zu beleuchten als auch die finanziellen Resultate der *Versicherungsoperation* an dem in den Grenzen dieses Landes befindlichen Eigentum. Da einerseits die Rückversicherung sich ungeheuer entwickelt hat und andererseits die Versicherungsgesellschaften ihre Tätigkeit auf mehrere Länder ausdehnen, so fallen diese beiden Gebiete durchaus nicht zusammen. Es genügt z. B. darauf hinzuweisen, welche Bedeutung der Brand von San Francisco für die europäischen Versicherungsgesellschaften gehabt hat.

Ferner erscheint als eine Eigentümlichkeit der Feuerversicherung die ungeheure Ausbreitung der Rückversicherung der Risiken, mit dem Zwecke, die Verantwortung auf eine größere Zahl von Versicherern zu verteilen: im Durchschnitt bleibt wohl kaum die Hälfte der von den Versicherten unmittelbar angenommenen Versicherungssummen bei dem ursprünglichen Versicherer. Die in Rückversicherung gegebenen Risiken gelangen entweder an Gesellschaften, die sich speziell mit Rückversicherung beschäftigen oder an solche, die sowohl das eine als das andere tun. Die Rückversicherer ihrerseits retrozedieren die von ihnen empfangenen Versicherungen: dieselben Versicherungen, nicht nur große, sondern sogar kleine, wenn sie zum Bestande einer großen Anhäufung von Risiken (einer Stadt, einer Niederlage) gehören, erscheinen auf diese Weise in den Rechenschaftsberichten mehrerer Gesellschaften, und zwar gewöhnlich nicht nur lokaler, sondern auch ausländischer: ein und dieselbe Versicherungssumme wird mehrere Male angeführt, allerdings nicht als Ganzes, sondern in Teilen, die eine ganz zufällige Anzahl von Malen sich wiederholen.

Dieselbe Wiederholung wird sich auch bei den Prämienzahlungen ergeben, falls in den Berichten die entsprechenden Ziffern nicht getrennt angegeben werden.

Hieraus folgt, daß, selbst wenn die auf eigenes Risiko übernommenen Versicherungssummen und die an Rückversicherer übergebenen getrennt verzeichnet werden, sich unrichtige Resultate ergeben, falls in den Berichten der direkten Gesellschaften die Rückversicherungsoperationen nicht ausgeschieden werden.

Wenn ferner alle Versicherungsanstalten die Versicherungssumme und die Prämiensumme sowohl für direkte als auch für Rückversicherung angäben, so könnte man den Gesamtbestand eines Ver-

sicherungsportefeuilles erhalten, indem man die Daten für alle Länder der Welt zusammenzählte, es blieben aber unbekannt Umfang und Resultate der Operationen für ein gegebenes Land — eine Frage, die nicht nur vom Versicherungsstandpunkt aus von Bedeutung ist. Um auch dieser neuen Aufgabe der Statistik zu genügen, ist es unumgänglich nötig, daß alle Versicherungsanstalten, die direkte Versicherungen in einem Lande abschließen, besonders verzeichnen die Versicherung von Eigentum, das sich innerhalb der Grenzen dieses Landes befindet, und die Versicherung von Eigentum in anderen Staaten.

Um also die Versicherungssumme des versicherten Eigentums und die Prämienzahlungen in jedem Staate sowohl für das innerhalb seiner Grenzen versicherte Eigentum, als auch für die in diesem Staate tätigen Versicherungsanstalten richtig berechnen zu können, sind folgende Rubriken getrennt für Operationen der direkten und der Rückversicherung einzuführen.

Gesellschaft N.

A. Versicherungsoperationen an Eigentum, das sich innerhalb der Landesgrenzen befindet:

Gesamtversicherungssumme des von den Versicherten zur Versicherung angenommenen Eigentums, davon

- a) auf eigenes Risiko übernommen.
- b) in Rückversicherung gegeben.

B. Versicherungsoperationen an Eigentum, das sich außerhalb der Landesgrenzen befindet:

Gesamtversicherungssumme des von den Versicherten zur Versicherung angenommenen Eigentums, davon

- a) auf eigenes Risiko übernommen.
- b) in Rückversicherung gegeben.

C. Gesamtversicherungssumme des in Rückversicherung übernommenen Eigentums:

- a) auf eigenes Risiko übernommen.
- b) in Rückversicherung gegeben.

Ähnliche Rubrizierungen müssen offenbar für die *Prämieeneinnahmen* und für die *Auszahlung von Schäden* eingeführt werden.

4. Eine zweite, für die finanzielle Statistik der Versicherungsanstalten sehr wichtige Frage ist die einheitliche Auslegung der

Einnahme- und Ausgabeposten, besonders solche grundlegende Daten, wie Versicherungsprämie und Versicherungsentschädigung.

Bei der Angabe der Prämieeneinnahmen werden mitunter, wie das aus den Überschriften der Einnahmeposten hervorgeht, in den Berichten vieler Gesellschaften alle vom Versicherten erhobenen Summen angeführt (darunter Steuern, Stempelgebühren u. s. w.), was natürlich nicht ganz richtig ist und das Resultat zuweilen stark beeinträchtigen kann. Andererseits bestehen die Versicherungsverluste nicht nur aus den Summen, die ausschließlich für Feuerschaden ausgezahlt werden, sondern auch aus Liquidationsausgaben, wie: Besichtigung des beschädigten Eigentums, Honorierung der Liquidatoren u. dergl.: es sind Fälle möglich, wo dem Versicherten überhaupt keine Entschädigung ausgezahlt wird und der Verlust der Versicherungsanstalt doch eine beträchtliche Summe ausmacht (z. B. Honorar des Bevollmächtigten des Versicherers bei Zurückweisung der Klage des Versicherten).

Vom ökonomischen Standpunkt wäre es natürlich von Interesse, wenn die der Bevölkerung ausgezahlten Brandentschädigungssummen und die Liquidationskosten, die auf den Versicherer fallen, getrennt angeführt würden.

Es ist also wünschenswert, daß in den Rechnungen über die von den Versicherten erhobenen Summen besondere Rubriken, die Prämieeneinnahmen, Steuern und sonstigen Zahlungen vorhanden sind, ebenso wäre es wünschenswert, die Zahlungen an die Versicherten von den übrigen mit der Liquidation verbundenen Ausgaben zu trennen.

Die Mannigfaltigkeit der Tätigkeitsbedingungen der Versicherungsanstalten ist so groß, daß man unmöglich darauf rechnen kann, gleichartige Ziffern für die Ausgaben der Versicherungsanstalten zu erhalten. Auch hier wäre es sehr lehrreich, die eigentlichen administrativen Ausgaben von den Provisionsgebühren zu trennen, d. h. die Ausgaben für die *Verwaltung* von den Ausgaben für den *Erwerb* von Versicherungen.

Vom allgemeinen ökonomischen Standpunkt aus wäre es noch wünschenswert, die Summe der auf den Versicherten fallenden und durch Vermittlung der Versicherungsgesellschaften erhobenen Steuern besonders zu haben: solche Steuern existieren z. B. in Rußland und wahrscheinlich auch in anderen Ländern. Ebenso wäre es von Wichtigkeit, die Summen der auf die Versicherungsanstalten fallenden Steuern anzugeben. Ein vollständiges Bild der Steuerbelastung aller am Versicherungswesen beteiligten Personen wäre von nicht geringer Bedeutung.

Bei der Verwirklichung aller dieser Propositionen würden als Einnahmen der Versicherungsanstalt figurieren:

1. Prämienzahlung.
2. Steuern und Gebühren, die vom Versicherten beim Einzahlen der Prämie entrichtet werden,
3. Einkommen des Vermögens.
4. sonstige Einkünfte.

Die Ausgaben der Versicherungsanstalten würden folgende Posten enthalten:

1. Versicherungsverluste:
 - a) den Versicherten ausgezahlte Vergütung,
 - b) Ausgaben, die unmittelbar zur Liquidation der Verluste gehören,
2. Provisionen.
3. Verwaltungskosten.
4. Steuern, die von den Versicherungsgesellschaften zu zahlen sind.
5. Sonstige Ausgaben (Verstärkung der Reserve, für Bedürfnisse des Feuerlöschwesens u. s. w.).

5. Wenden wir uns nun zu der Frage der reinen *Versicherungsstatistik*, die sich die richtige Aufstellung der Tarife der Versicherungsanstalten zum Ziel setzt, so müssen wir vor allem bemerken, daß eine statistische Bearbeitung und Begründung aller Tarifsätze, Zuschläge und Abzüge praktisch unmöglich ist und theoretisch auch wohl kaum unbedingt notwendig wäre.

Zwei Umstände komplizieren hier die uns gestellte Aufgabe: erstens die außerordentliche Mannigfaltigkeit der gegen Feuer versicherten Gegenstände: Fabriken, errichtet aus Stein, Eisen und Stahl, und hölzerne Häuschen, oft, wie z. B. in Rußland, mit Stroh gedeckt; Gußeisen und Petroleum; die dürftige Habe des Armen, Gemälde, Prachtgewebe und Möbel der Paläste u. s. w. — das alles dient als Versicherungsobjekt. Die Mannigfaltigkeit der Versicherungsobjekte hat auch eine Mannigfaltigkeit der Tarifsätze zur Folge. Die Durchsicht der Tarife in dieser Hinsicht führt zu überraschenden Resultaten. Z. B. der städtische Tarif der russischen Aktiengesellschaften teilt alle Versicherungen in Städten und Ansiedlungen nach den *Gegenständen* der Versicherung in 3 Gruppen (Gebäude, Mobilien, Waren); nach dem *Material* der Wände in 3 Rubriken (Stein, Holz und gemischt) und nach dem Material der Dächer in 3 Rubriken (feuerfeste, nicht feuerfeste und Strohdächer); ihrer *Bestimmung* nach werden alle Gegenstände in 3 Rubriken geteilt. Ferner sind alle Ortschaften in fast 100 Klassen geteilt (mit Inbegriff der Spezialtarife für einige Ortschaften); schließlich sieht der Tarif einige Abzüge für besondere Einrichtungen oder Bedingungen vor (6 Abzüge). Die Anzahl der ver-

schiedenen Sätze kann folglich bis auf $3.3.3.3.100.7 = 56700$ steigen.

Der russische Fabrikatarif weist eine noch größere Mannigfaltigkeit auf. Alle Betriebe werden in zirka 300 Gruppen geteilt. es sind 14 Abzüge und 2 Zuschläge vorgesehen, wobei die Abzüge ihrem Charakter nach in 3 Gruppen zerfallen (5, 2 und 7 einzelne Merkmale) und jedes Merkmal der einen Gruppe kann mit einem beliebigen Merkmal einer andern Gruppe kombiniert sein. Ferner gibt es im Tarif besondere Sätze für Gebäude und für Waren, besondere für ungefährliche und gefährliche Beheizung und Beleuchtung. Fügen wir noch die Teilung nach dem Material der Wände (3) und der Dächer (2) hinzu, so stellt sich die Anzahl der Sätze auf

$$300.5.2.7.2.12 = 504.000.$$

Der amerikanische, nach dem sogenannten Universal Schedule zusammengestellte Tarif weist ebenfalls eine ungeheure Mannigfaltigkeit der Sätze auf: zur Tarifierung eines Gebäudes muß man vor allem den Satz der Stadt feststellen, der nach 10 verschiedenen Merkmalen bestimmt wird, wobei für eines von ihnen (Wasserleitung) 11 Zuschläge vorgesehen sind und für ein zweites (Brandschutz) 11 Zuschläge und 3 Abzüge; ebenso groß ist die Mannigfaltigkeit der Sätze nach dem Material der Wände und Dächer u. s. w.

Bei einem derartigen Stande der Differenzierung der Tarife wäre es unnütz, die Risiken nach allen Kategorien zu zerlegen und für sie gesonderte Beobachtungen anzustellen, ganz abgesehen von den praktischen Schwierigkeiten, denen man dabei begegnen würde; die Resultate der Untersuchung hätten nur geringe Bedeutung, vor allem deshalb, weil die Risiken in eine Menge kleiner Gruppen zerlegt wären und die Beobachtungen keinen Wert hätten infolge der Dürftigkeit der Daten in jeder Gruppe. Der Versuch, die Dürftigkeit der jährlichen Daten durch längere Dauer der Beobachtungszeit abzuheben, würde auf eine andere Schwierigkeit stoßen — die allmähliche Änderung einer bestimmten Gruppe in Bezug auf Feuergefahr würde die Gleichartigkeit der Beobachtungen zerstören; hieraus würde sich Rückständigkeit und sogar Nichtübereinstimmung des Tarifs mit dem tatsächlichen Zustand der Risiken ergeben.

Der zweite Umstand, der die Organisation einer Statistik besonders erschwert, ist die große Zahl der Versicherungsobjekte, die viele Millionen ausmacht; z. B. beträgt die Anzahl der bei den russischen Aktiengesellschaften versicherten Gebäude über 2 Millionen, in der staatlichen Gebäudeversicherung in den polnischen Gouvernements Rußlands zählt man über 3200 Tausend Gebäude, oder 0,3 auf einen

Einwohner: wenn wir dieses Verhältnis auf ganz Europa ausdehnen, so muß die Zahl der Gebäude fast 100 Millionen betragen. Ohne Übertreibung muß die Zahl der Versicherungsobjekte für Europa viele zehn Millionen ausmachen. Selbst die Zahl der an der staatlichen Versicherung beteiligten Arbeiter kann sich bedeutend niedriger erweisen als die Zahl der gegen Feuer versicherten Objekte.

6. Indem wir also den Gedanken aufgeben, eine für die Rechtfertigung aller Tarifsätze genügende Statistik zu schaffen, müssen wir *die in tariflicher Beziehung besonders wichtigen Merkmale hervorheben*: unbedeutende Abweichungen von ihnen könnte man annähernd durch Interpolation der Sätze tarifieren, auf Grund von theoretischen Erwägungen und nicht von genauen statistischen Daten. Dabei entsteht jedoch die sehr verwickelte Frage nach der *Abhängigkeit* der Merkmale. Es gibt Fälle, wo bei einer bestimmten Kombination von Merkmalen ein jedes auf die Möglichkeit der Entstehung eines Brandes oder auf die Möglichkeit seiner Ausbreitung in dem ihm eigenen Verhältnis einwirkt, ohne daß es dem Einfluß anderer Merkmale unterworfen wäre: z. B. die Feuergefährlichkeit eines großen Fabriksunternehmens ist bei einem bestimmten Betriebe, bei gleichartigen Bedingungen der Nachbarschaft und des Feuerschutzes verhältnismäßig wenig abhängig von dem Territorium oder von der Örtlichkeit, in der es sich befindet. Man kann daher die Feuergefährlichkeit des Betriebes unabhängig von der einen oder anderen territorialen Bedingung studieren. Umgekehrt üben zuweilen gewisse Merkmale in ihrer Gesamtheit eine andere Wirkung aus als jedes von ihnen besonders, z. B. wenn wir die verhältnismäßigen Schäden für Gebäude und Hausgerät vergleichen, indem wir die einen und die andern nach dem Material der Gebäude ordnen, so wird das prozentuale Verhältnis der Verluste an Gebäuden und Hausgerät sich je nach der Bauart des Hauses sehr verschieden herausstellen.

Wie man schon a priori annehmen konnte, tragen Hausgerät in Holzhäusern und das Gebäude selbst bei einem Brande Verluste, die sich wenig voneinander unterscheiden, bei feuerbeständigen Gebäuden läßt sich eine andere Erscheinung beobachten. Ferner wirkt z. B. die Anwesenheit von offenem Feuer in einem Betriebe weit stärker auf die Feuersgefahr der mit diesem Betriebe beschäftigten Fabriken in dem Falle, wenn die Betriebe sich in hölzernen, als wenn sie sich in feuerbeständigen Gebäuden befinden.

Eine genaue Angabe aller Bedingungen, bei denen ihrer Natur nach verschiedene Merkmale der Feuersgefahr eines Risiko in einiger Verbindung miteinander stehen, ist nur nach sorgfältiger statistischer

Untersuchung möglich: viele aprioristische Erwägungen können sich als vollständig falsch erweisen, oder praktisch von nur geringem Einfluß sein; andererseits können die statistischen Beobachtungen solche Abhängigkeiten aufdecken, die schwer vorauszusehen wären.

Diese Erwägungen zeigen die besonderen Schwierigkeiten, die mit der rationellen Aufstellung einer Tarifstatistik der Feuerversicherung verbunden sind, wo gleichzeitig die Bedürfnisse eines richtig differenzierten Tarifs und die praktische Realisierbarkeit der Bearbeitung der statistischen Daten zu kombinieren wären.

Wir wollen uns jetzt daran machen, das Minimum von statistischen Daten festzustellen, ohne welches die ganze Tarifierung ohne Grundlage bleibt.

7. Die *örtliche Lage* eines Risikos ist von Einfluß auf seine Feuergefährlichkeit und zwar in doppelter Hinsicht: es ist in Betracht zu ziehen das *Territorium* (Staat oder Provinz), in dem sich das Risiko befindet, und die *Art der bewohnten Örtlichkeit*, zu der das gegebene Immobil gehört.

Das Territorium ist ohne Zweifel von großer Bedeutung und als deutlicher Beweis dafür dienen die finanziellen Resultate der Feuerversicherung verschiedener Länder und der tiefgehende Unterschied der geltenden Tarife in verschiedenen Staaten und sogar Ortschaften. Hier erweisen sich von wesentlichem Einfluß das Klima des Landes, die Sitten der Bevölkerung, topographische und ethnographische Bedingungen, ebenso administrative Einrichtungen u. s. w. Die territoriale Scheidung innerhalb der Grenzen eines Staates muß durchaus nach den eben erwähnten Merkmalen ausgeführt werden.

Dieselbe, vielleicht sogar noch größere Bedeutung für die Bestimmung der Gefahr der Versicherungen hat der Typus der Örtlichkeit (Stadt, Dorf, Landgut u. s. w.), zu der das Immobil gehört. Die Örtlichkeit gruppiert vor allem die Risiken, bringt die einzelnen Immobilien in Bezug auf Feuersgefahr in gegenseitige Abhängigkeit. Der Satz für ein seinen individuellen Bedingungen nach vorzügliches Risiko, das jedoch von einer Reihe nicht gut eingerichteter Gebäude umgeben ist, muß bei sonst gleichen Bedingungen bedeutend höher sein als für ein einzeln stehendes Risiko. Andererseits kann durch die Bemühungen der Bewohner der Ortschaft der Brandschutz des Risikos bedeutend verbessert werden. Ein steinernes Haus, das allein steht und keinen Feuerschutz besitzt, kann sich unter schlechteren Bedingungen befinden, als ein gleiches Haus, das indes in einer Stadt unter dem Schutze einer Feuerwehr steht, trotz aller Nachbarschaft.

Die Klassifizierung der Ortschaften in Bezug auf Feuergefährdung bietet viele Schwierigkeiten; eine Brandcharakteristik einer Ortschaft nach allgemeinen Merkmalen der Wohlfahrtseinrichtungen aufzustellen ist recht schwierig; Erwägungen über die Dichtigkeit der Bebauung, über den Wert des Brandschutzes u. s. w. sind recht willkürlich; außerdem sind diese Elemente außerordentlich unbeständig, z. B. ein Wechsel der an der Spitze der Feuerwehr stehenden Persönlichkeit kann die Feuerschutzbedingungen einer Stadt erheblich ändern.

Der amerikanische Tarif (Universal Schedule) stellt einen bemerkenswerten Versuch dar, alle Hauptmerkmale, die auf die Feuergefährlichkeit eines städtischen Risikos Einfluß haben, in Rechnung zu ziehen; unter diesen Merkmalen führt der Tarif an: Wasserleitung, Feuerlöschmittel, Zustand des Pflasters und Breite der Straßen, von der Stadt aufgestelltes Baureglement, Beleuchtung der Stadt, Vorhandensein von Tramways, Richtung der herrschenden Winde u. s. w.; die Versicherungsergebnisse für frühere Jahre betrachtet der Tarif nur als eines der auf die Tarifierung der Stadt einwirkenden Merkmale, aber nicht als deren Hauptgrundlage.

Die bloße Aufzählung dieser Merkmale zeigt schon die Schwierigkeit und Bedingtheit einer Statistik unter Gruppierung der Ortschaften nach allen diesen Merkmalen. Die Frage wird noch komplizierter dadurch, daß vom Versicherungsstandpunkt aus der Begriff des einzelnen Risikos eine weit größere Bedeutung hat als der einer einzelnen Ortschaft; nicht nur in großen Städten, sondern auch in mittleren und kleinen sind solche topographische Bedingungen möglich, bei denen die Ausbreitung eines Brandes über die ganze Fläche der Ortschaft vollkommen ausgeschlossen ist (ein Fluß, Schluchten). Um richtige Schlüsse zu ziehen, braucht man die Charakteristik eines einzelnen Komplexes von Risiken, d. h. allgemein gesprochen, eines Teiles der Ortschaft, aber nicht der ganzen Ortschaft.

Eine Statistik nach einzelnen Ortschaften zu führen, kann diese oder jene ökonomische Bedeutung haben, es kann für einzelne Versicherer zur Orientierung ihrer Geschäftspolitik von Bedeutung sein, wird aber wohl kaum als Wegweiser zu einer richtigen Tarifberechnung der Organisation einer Stadt dienen. Eine Ausnahme können nur einzelne große Zentren bilden, für die ein genügend weites Beobachtungsfeld vorhanden ist und wo nach Lage der Dinge die Möglichkeit eines Gesamtfeuerschadens, der sich jeder vorläufigen statistischen Berechnung entzieht, ausgeschlossen ist.

Alle übrigen Örtlichkeiten, mit Ausnahme solcher großen Zentren, ließen sich nach folgenden Merkmalen in drei Gruppen unterbringen:

1. einzeln stehende Immobilien (d. h. entweder ein einzelnes Gebäude oder eine Gruppe von Gebäuden, die einem Besitzer gehören); hierher gehören alle Gutshöfe, Vorwerke u. s. w.: einzeln stehende Fabriken und sogar abgesondert liegende Gebäude innerhalb einer Ortschaft bei genügender Entfernung von anderen Bauten;
2. die zweite Kategorie würden ländliche Immobilien bilden, die zu einer kleinen Ortschaft gehören. Die Merkmale, nach denen die gegebene Ortschaft aus der Kategorie der städtischen Ortschaften ausgeschlossen werden muß, können wohl kaum für alle Länder gleichartig sein. Die Einwohnerzahl, die Organisation der Verwaltung, der Mangel eines organisierten Brandschutzes — sind solche Merkmale, nach denen die Teilung erfolgen könnte;
3. alle größeren Ortschaften würden sodann die dritte Versicherungskategorie, die städtischen Immobilien, bilden.

Einige Tarife gestatten eine Bestimmung der Sätze für gewisse Kategorien von Immobilien unabhängig vom Charakter der Ortschaft, auf deren Territorium das Immobil sich befindet (z. B. für Fabriksgebäude in den meisten europäischen Staaten, für Theater, Warenniederlagen u. s. w.). Der Einfluß der Betriebsgefahr in Fabriken wird zuweilen für so groß gehalten, daß er den Einfluß der Nachbarschaft gleichsam neutralisiert. Ein solches Prinzip ist indes wohl kaum konsequent, da nach denselben Tarifen in den Grenzen des Fabriksrayons zuweilen sehr streng der Einfluß eines Immobils auf das andere in Rechnung gezogen, und der Einfluß des benachbarten, der mitunter weit wesentlicher ist, vollständig vernachlässigt wird. Richtiger ist es daher, auch für ein Fabriksimmobil, wenn es nicht den Bedingungen eines einzeln stehenden Risikos entspricht, die Nachbarschaft in Betracht zu ziehen.

8. Die Tarife der Versicherungsgesellschaften unterscheiden gewöhnlich folgende *Gegenstände* der Versicherung: *Gebäude* und *Mobilien*, wobei letztere in die Unterabteilungen: *Hausgerät*, *gewerbliches Gerät*, *Maschinen* und *Waren* zerfallen. Eine solche Teilung wird durch die fragmentarischen statistischen Daten über diesen Gegenstand gerechtfertigt.

Die Mobilien enthalten weit mehr brennbare und leicht verderbende Stoffe als ein Gebäude: ihre Schätzung und Liquidation ist schwieriger, da sich in höherem Maße die Möglichkeit eines Mißbrauchs darbietet: andererseits wird durch die Möglichkeit, die Mobilien aus einem brennenden Gebäude ohne oder doch fast ohne Schaden für sie herauszutragen, der Kampf mit den Verlusten erleichtert. Die vorhandenen statistischen Resultate zeigen, daß diese Faktoren nicht mit

gleicher Kraft wirken. Zwei Länder, für die ich die Versicherungsergebnisse nach Gegenständen mir veranschaulichen konnte (Österreich-Ungarn und Rußland), zeigen, daß Mobilien, je nach dem Charakter der Gebäude, um 10—35% größere Verluste ergeben als die Gebäude. Bemerkenswert ist dabei, daß die Resultate der Vergleichung andere sind, wenn man die Gesamtsumme der Gebäude und der Mobilien nimmt, ohne Rubrizierung nach der Konstruktion der Gebäude; so z. B. erweisen sich für Rußland die Nettoprämien für Gebäude und Mobilien als gleich: die Ursache eines solchen Widerspruches liegt darin, daß die prozentualen Verhältnisse des Werts der Gebäude verschiedener Bauarten und der in ihnen befindlichen Mobilien für die verschiedenen Bauarten nicht gleich sind und die größere Nachteiligkeit hölzerner Gebäude die größere Nachteiligkeit der Mobilien deckt, da von diesen mehr in Stein- als in Holzhäusern versichert sind.

Wenn wir die Gesamtergebnisse der Versicherung von Fabriksgebäuden und Maschinen vergleichen, so erweist sich die Nachteiligkeit ebenfalls als sehr verschieden, z. B. in Rußland unterscheiden sich die Nettoprämien für steinerne, feuerfest gedeckte Gebäude und für Mobilien in ihnen um 25%; für Gebäude schlechterer Kategorien ist der Prozentsatz niedriger und der Überschuß erreicht kaum 7%.

Noch schroffer tritt der Unterschied der Nachteiligkeit von Gebäuden und Waren hervor: in Rußland übertrifft in einigen Versicherungsbranchen die Nettopremie für Waren die für die Gebäude $2\frac{1}{4}$ mal, in anderen $1\frac{3}{4}$ und $1\frac{1}{2}$ mal.

Die Aussonderung der Gebäude und die Teilung der Mobilien in Gruppen — Hausgerät, Maschinen und Waren — sind also notwendig. Ein Zweifel kann nur entstehen hinsichtlich der gewerblichen Mobilien (Handwerksgerät, Einrichtung von Kaufläden u. s. w.), die zwischen Hausgerät und Waren in der Mitte stehen.

9. Gehen wir nun zur Klassifizierung der Immobilien nach dem Material der Gebäude und dem Material der Dächer über, so ist zu bemerken, daß auch in dieser Hinsicht die Klassifizierung der Risiken kompliziert ist, obgleich hier noch weniger als in jeder anderen Hinsicht Zweifel darüber entstehen können, daß sie notwendig ist. Für Länder, wo sich Bauten mannigfaltiger Konstruktion finden, hat diese Klassifizierung nach dem Material eine ungeheure Bedeutung; es genügt z. B. darauf hinzuweisen, daß in Rußland steinerne Gebäude, die nicht feuerfest gedeckt sind, einen fünfmal höheren Verlust ergeben im Vergleich mit steinernen, feuerfest gedeckten; gemischte und hölzerne Gebäude, die nicht feuerfest gedeckt sind, sind mehr als zweimal verlustbringender als feuerfest gedeckte; freilich darf bei

den Folgerungen aus den mir zufällig zur Verfügung stehenden Gesamtziffern nicht außer acht gelassen werden, daß in den angeführten Fällen der Bestand der Versicherungen nicht ganz gleichartig ist: Gebäude schlechterer Bauart befinden sich häufig in Ortschaften, die nach Bebauungsdichtigkeit, Bestand der Bevölkerung u. s. w. gefährlicher sind.

Die Materialien des Gebäudes und des Daches bilden eine ganze Skala von Verschiedenheiten, angefangen von ganz unverbrennlichen, bis hinab zur direkten Brandfackel. Alle diese Materialien müssen nach dem Grade ihrer Brennbarkeit, Feuersicherheit und Feuerfestigkeit unterschieden werden. Jedes Gebäude besteht nicht nur aus verschiedenen Baumaterialien, sondern gewöhnlich aus sehr mannigfaltigen Kombinationen dieser Materialien. Fußböden, Treppen und andere innere Teile, Balkone, Windfänge an den Türen, Läden und andere kleine Anbauten, alles dies verändert außerdem bedeutend die Feuergefährlichkeit eines Gebäudes.

Die Teilung der Gebäude nach dem Material der Wände und des Daches kann nicht in allen Ländern die gleiche Rolle spielen: in Rußland und Amerika haben Holzbauten große Verbreitung; in Westeuropa bilden sie in den Städten bereits eine Ausnahme. Wahrscheinlich wird für viele europäische Staaten die Aussonderung der steinernen, feuerfest gedeckten Gebäude einerseits und die Teilung aller übrigen nach der Art der Dächer andererseits genügend sein, um grundlegende Sätze zu erhalten; für Rußland und wahrscheinlich für Amerika ist eine detailliertere Klassifizierung nötig, z. B. Teilung der Gebäude in drei Rubriken nach dem Material der Wände (steinerne, gemischte und hölzerne) und jeder Rubrik weiter in zwei Unterabteilungen nach dem Material des Daches (feuerfest und nicht feuerfest). Für ländliche Versicherungen müssen in Rußland Strohdächer ausgesondert werden.

Außerdem ist noch erforderlich, bei Mobilien (hauptsächlich Waren) die Versicherungen unter freiem Himmel auszusondern (Lager von Kohlen und anderen Rohstoffen).

10. Eine sehr große Rolle in Bezug auf Feuersgefahr spielt auch noch die *Bestimmung* des Gebäudes. Ein Gebäude von bestimmter Bauart und in einer bestimmten Ortschaft befindlich, ist der Gefahr eines Brandes je nach seiner Bestimmung in sehr verschiedenem Maße ausgesetzt.

In der Praxis treffen wir viele Gebäude, die eine gemischte Bestimmung haben; daher müssen wir einige typische Arten von Bauten auswählen und die anderen bedingungsweise diesen typischen Gruppen zuzählen. Die Zuzählung zu dieser oder jener Gruppe erfordert

eine Analyse von Einzelheiten, bei denen wir uns hier nicht aufhalten wollen. Wir können folgende Rubriken von Bauten ihrer Bestimmung nach aussondern:

1. Wohnhäuser, die ausschließlich zum Wohnen dienen;
2. Gebäude, die von handelsgewerblichen Anstalten eingenommen sind;
3. Warenniederlagen und
4. Fabriken.
5. Für landwirtschaftliche Versicherungen müssen verschiedene Bauten berücksichtigt werden, die eine wirtschaftliche Bedeutung haben und nicht den Nebengebäuden bei städtischen Wohnhäusern gleichgestellt werden können.

Die angeführten Teilungsmerkmale wären indes unzureichend für alle Arten von Risiken; die Gefahr, welche verschiedene Fabrikbetriebe darbieten, hat dazu genötigt, in den Fabrikstarifen die Sätze zu modifizieren, indem man sie wenigstens fünfzehnmal vergrößerte beim Übergang von den am wenigsten gefährlichen zu den gefährlichsten. Wenn man auch nur eine Gruppe von städtischen handelsgewerblichen Räumlichkeiten zulassen kann, so muß die Frage der Vereinigung aller Warenniederlagen in eine Gruppe starke Zweifel hervorrufen und die Warenniederlagen müssen nach dem Charakter der Waren gruppiert werden. Noch größer ist das Bedürfnis nach einer detaillierten Gruppierung auf dem Gebiete der Fabriksversicherungen, wo die Brandgefahr in ungeheurem Grade von der Bestimmung des Gebäudes, wo sie sogar bei einem und demselben Betriebe von den technischen Betriebseinrichtungen abhängt.

Folglich müssen nach Aussonderung der Wohnhäuser in den übrigen Rubriken unbedingt weitere Unterabteilungen nach ihrer Bestimmung eingeführt werden.

Das Verzeichnis der Betriebe, für die es wünschenswert wäre, eine besondere Statistik zu haben, muß für verschiedene Länder in verschiedener Form aufgestellt werden, da im Leben eines Landes diese oder jene Betriebe durchaus nicht eine gleichartige Rolle spielen.

Als Grundlage eines Schemas könnte man die Einteilung des ganzen Fabriksportefeuilles in folgende Gruppen annehmen:

- I. Kraftquellen und Lichtquellen.
- II. Gewinnung und Bearbeitung von Mineralstoffen.
 - A. Bergwerke.
 - B. Keramische Betriebe.
 - C. Glashütten.
 - D. Ziegeleien, Kalkbrennereien u. dgl.
- III. Gewinnung und Bearbeitung von Naphtha.

- IV. Gewinnung und Bearbeitung von Metallen.
 - A. Heiße Bearbeitung von Metallen,
 - B. Kalte Bearbeitung von Metallen,
 - C. Spezialfabriken für Metallerzeugnisse.
- V. Bearbeitung von Holz.
 - A. Sägemühlen,
 - B. Holzniederlagen,
 - C. Holzbearbeitungsfabriken.
- VI. Bearbeitung von Holz und Metallen.
 - A. Montierungswerkstätten für Waggons, Equipagen u. s. w.,
 - B. Schiffswerften,
 - C. Spezialfabriken für Metall- und Holzerzeugnisse.
- VII. Bearbeitung von Faserstoffen.
 - A. Bearbeitung von Baumwolle, Lein, Hanf und Jute,
 - B. Reinigen und Spinnen von Wolle,
 - C. Webereien aller Art,
 - D. Färbereien aller Art, Bleichereien, Trockenkammern,
 - E. Appreturfabriken.
- VIII. Mechanische und chemische Bearbeitung von Holzstoffen und Lumpen.
 - A. Erzeugung von Holzstoff und Zellulose,
 - B. Papier- und Pappefabriken. Fabriken von Einschlagpapier,
 - C. Fabriken von Papiererzeugnissen und polygraphische Etablissements.
- IX. Bearbeitung von animalischen Produkten (Fett, Leder und Knochen).
 - A. Bearbeitung von Fettstoffen,
 - B. Erzeugung von Leder und Lederwaren,
 - C. Mechanische und chemische Bearbeitung von Knochen.
- X. Mechanische und chemische Bearbeitung von Nährstoffen.
 - A. Mühlen,
 - B. Bier- und Methbrauereien,
 - C. Brennereien,
 - D. Gewinnung und Verarbeitung von vegetabilischen Ölen,
 - E. Tabak-, Zigarren- und Zigarettenfabriken,
 - F. Verschiedene Betriebe.
- XI. Erzeugung von chemischen und Apothekerwaren.

11. Als Ergänzung zu obigem Schema muß auf einen Umstand aufmerksam gemacht werden, der für einige Zweige der Feuerversicherung, besonders für die Versicherung von Waren, große Bedeutung

hat, nämlich auf die Dauer der Versicherung. Als Grundlage der Ausarbeitung einer Feuerversicherungsstatistik muß eine Jahresdauer der Versicherung genommen werden und daher ist es notwendig, bei mehrjährigen Versicherungen die Prämien auf die Versicherungsjahre zu verteilen und alljährlich die Versicherungssumme und den entsprechenden Teil der Prämie zu wiederholen. Kurzfristige Versicherungen dagegen müssen in allen Rubriken einfach ausgesondert werden. Der Einschluß kurzfristiger Versicherungen in die Gesamtsumme kann in einigen Rubriken zu ganz entstellten Folgerungen führen, da bei der Berechnung der Verluste nicht in Betracht gezogen wird, daß die Versicherung nur einen Teil des Jahres in Kraft war.

12. Eine ungeheure Bedeutung hätte die Verteilung sowohl der einzelnen als auch der aus einer Gruppe von Objekten bestehenden Risiken nach der Versicherungssumme der Risiken.

In verschiedenen Tarifen wird bereits gegenwärtig nach verschiedenen Merkmalen die Größe des Risikos in Rechnung gezogen. z. B. im russischen Fabrikstarif hängen die Sätze für Mühlen von der Versicherungssumme der Mühle ab; im deutschen Tarif hängen die Sätze für Webereien verschiedener Art von der Gesamtzahl der in der Fabrik tätigen Webstühle ab u. s. w. Es gibt auch einige statistische Hinweise auf den großen Einfluß, den die Dimension des Risikos auf die Dimension der Versicherung und folglich auf ihre Nettoprämie ausübt. In einem in der „Zeitschrift für die gesamte Versicherungs-Wissenschaft“ (Band VII. Heft 2) veröffentlichten Aufsatz habe ich theoretische Erwägungen über diesen Gegenstand dargelegt.

Die Schwierigkeit einer statistischen Untersuchung dieser Seite der Angelegenheit besteht erstens in der Bedingtheit und Kompliziertheit des Begriffes „einzelnes Risiko“ selbst, zweitens in der Notwendigkeit, für eine solche Untersuchung alle Versicherungsanstalten, die an der Versicherung von Risiken eines gegebenen Komplexes beteiligt sind, zu vereinigen. Bei allem Interesse, das die Frage sowohl vom theoretischen wie vom praktischen Standpunkte aus hat, ist es außerordentlich schwierig, bei der gegenwärtigen Zersplitterung der Versicherungen und bei der gegenwärtigen Lage der Versicherungsstatistik, die statistische Untersuchung dieser Frage auf richtige Grundlagen zu stellen. Andererseits können einige Hinweise für die Ausarbeitung des Begriffes vom Risiko durch die Resultate gewonnen werden, die durch die statistische Untersuchung von Massenbränden erlangt werden, wovon weiter unten im § 16 die Rede sein wird.

13. Nachdem das Schema für die Sammlung von statistischen Daten zur Begründung der Hauptprämiensätze in der Feuerversicherung aufgestellt ist, wollen wir auch über den Inhalt der Auskünfte übereinkommen, die von der Statistik für jede Gruppe von Risiken gesammelt werden müssen.

Für die Tarifaufstellung ist es vor allem notwendig, die Nettoprämie zu haben, d. h. das Verhältnis der Verluste zur Versicherungssumme der versicherten Risiken. Daher stellt die Angabe der Versicherungssumme der Risiken einer gewissen Gruppe und der auf diese Gruppe fallenden Verluste das Minimum der Auskünfte dar, die in den Tabellen enthalten sein müssen. Aber selbst vom reinen Tarifstandpunkt aus ist es wesentlich, Hinweise auf noch zwei Punkte zu haben — auf die Wahrscheinlichkeit des Ausbruches eines Brandes und den Zerstörungskoeffizienten eines ausgebrochenen Brandes; das Produkt dieser beiden Größen gibt die Nettoprämie für die gegebene Rubrik von Risiken.

Zur Berechnung des ersten Koeffizienten wären erforderlich die Gesamtzahl der versicherten Risiken und die Zahl der Risiken, die durch einen Brand gelitten haben. Jedoch könnte eine solche Aufzählung von Versicherungseinheiten allenfalls für Gebäude ausgeführt werden, aber sie befriedigend für Mobilien auszuführen ist fast unmöglich. Daher muß dieses Verhältnis durch ein anderes ersetzt werden — nämlich durch das Verhältnis der Versicherungssumme aller Risiken zur Versicherungssumme der verbrannten Risiken; auf diese Weise erhielte man die Wahrscheinlichkeit des Ausbruchs eines Brandes, bezogen auf die Einheit der Versicherungssumme.

Der zweite Hinweis — der Zerstörungskoeffizient — kann erhalten werden als Verhältniszahl des Verlustes zur Versicherungssumme der verbrannten Gebäude; es würde auch die Wahrscheinlichkeit eines Verlustes für die Einheit des Versicherungswertes anzeigen, unter der Voraussetzung, daß der Brand bereits ausgebrochen ist. Auf diese Weise würden wir, wenn in den statistischen Tabellen für jede Rubrik von Risiken drei Zahlen angegeben sind: die Versicherungssumme der Risiken dieser Rubrik (S), die Versicherungssumme der Risiken, die im Laufe des Jahres gebrannt haben (T), und die Summe der Verluste (U), berechnen können:

1. die Wahrscheinlichkeit des Ausbruchs eines Brandes, bezogen auf die Einheit der Versicherungssumme ($\frac{T}{S}$).
2. den Zerstörungskoeffizienten eines ausgebrochenen Brandes ($\frac{U}{T}$) und
3. die Nettoprämie ($P = \frac{U}{S} = \frac{T}{S} \cdot \frac{U}{T}$).

Vom praktischen Standpunkt aus wäre von grosser Bedeutung die Angabe der Prämieinnahme, da sie vom rein finanziellen Gesichtspunkt aus die Bedeutung einer gewissen Rubrik von Risiken für das Portefeuille der Versicherungsanstalt charakterisieren würde. Das Verhältnis der Verluste der Prämie gäbe dabei eine sehr anschauliche Diagnose der Richtigkeit der geltenden Tarife.

14. Wenn wir nun das Fazit aus allen obigen Propositionen ziehen, so würde das Schema für die Ausarbeitung einer Feuerversicherungsstatistik sich in folgender Gestalt darstellen:

a) Vor allem muß der Staat, wenn er in seinem Bereich wesentliche Verschiedenheiten in ethnographischer, meteorologischer oder kultureller Hinsicht aufweist, in *Territorien* geteilt werden. Eine derartige Teilung kann auch ausschließlich aus praktischen Erwägungen zugelassen werden (Bequemlichkeit der Rechnungsführung, Organisation der Versicherungsanstalten u. s. w.). Diese Teilung muß für jedes Land nach besonderen Merkmalen ausgeführt werden.

b) Alle Risiken, die sich auf einem gewissen Territorium befinden, unterliegen einer Teilung *nach dem Typus der Örtlichkeit*, zu der sie gehören; diese Typen und ihre Klassifizierung können wiederum nur für jedes einzelne Land aufgestellt werden. Indes wäre es notwendig, folgende 4 Gruppen auszusondern:

1. *Einzelne Zentren*, wo nach dem Umfang der Versicherungsoperationen erfolgreiche statistische Ergebnisse zu erwarten sind und wo infolge ihrer ganzen Anlage die Bedingungen für ein Schadenfeuer sich wesentlich von allen übrigen Ortschaften des Territoriums unterscheiden. Diese Gruppe kann demnach entweder gar keine oder mehrere Einheiten umfassen.
2. Städtische Örtlichkeiten.
3. Ländliche Örtlichkeiten.
4. Einzeln stehende Bauten.

c) In jeder von diesen Rubriken müssen die *Objekte* der Versicherung unterschieden werden — nämlich *Gebäude* und *Mobilien*.

d) Bei den Objekten der Versicherung muß die *Bestimmung* dieser Objekte unterschieden werden. Bei den Gebäuden sind zu unterscheiden:

1. Wohnhäuser,
2. Handels-, gewerbliche und handelsgewerbliche Gebäude,
3. Warenniederlagen,
4. Fabriken,
5. landwirtschaftliche Bauten.

Bei den Mobilien sind zu unterscheiden: Hausgerät, gewerbliche Geräte, Maschinen und Waren.

Natürlich braucht man nicht für jedes Risiko alle diese Gruppen von Mobilien einzuführen; das hängt von der Bestimmung des Gebäudes ab.

Die *Waren* müssen in Rubriken zerlegt werden, wobei die im Lande am meisten verbreiteten hervorzuheben sind; die *Fabriken* sind nach Betrieben zu rubrizieren, in gewisser Abhängigkeit von dem Stande der Industrie des Landes.

e) Ferner sind unbedingt bei den Gebäuden Unterabteilungen einzuführen nach dem Material der *Wände* und *Dächer*. In ersterer Hinsicht muß man drei Gruppen in Betracht ziehen — *steinerne, gemischte* und *hölzerne*; in letzterer — *feuerfeste* und *nicht feuerfeste* Dächer. Der Kürze wegen kann eine Teilung in drei Rubriken zugelassen werden: steinerne, feuerfest gedeckt; alle übrigen, feuerfest gedeckt; alle übrigen, nicht feuerfest gedeckt.

Bei den *Waren* und Mobilien müssen noch die *unter freiem Himmel* befindlichen ausgeschieden werden.

f) Alle Versicherungen sind in *jährliche* und *kurzfristige* zu teilen: für Versicherungen von *Waren* ist diese Teilung unbedingt erforderlich.

g) Bei jeder Rubrik von Risiken sind anzugeben: Die Versicherungssumme der versicherten Risiken; die Versicherungssumme der verbrannten Risiken und die Summe der Verluste.

Unter Zugrundelegung des oben angegebenen Schemas könnte das ganze Material in folgender Weise tabellarisch geordnet werden. Für jedes Territorium und für jede Ortschaftenklasse (z. B. Städte Böhmens) ist eine besondere Tabelle anzulegen, wobei in der Vertikalreihe folgende Einteilung vorzunehmen ist:

1. *Wohnhäuser*
 - a) Gebäude, b) Hausgerät.
2. *Handelsgewerbliche Etablissements*, mit den Unterabteilungen
 - a) Gebäude, b) Hausgerät, c) gewerbliche Geräte, d) Waren.
3. *Warenniederlagen*, mit den Unterabteilungen
 - a) Gebäude, b) Waren.
4. *Fabriken*, mit den Unterabteilungen
 - a) Gebäude, b) Maschinen, c) Waren.
5. *Summa*, mit den Unterabteilungen
 - a) Gebäude, b) Hausgerät, c) gewerbliche Geräte, d) Waren,
- e) Maschinen, f) Summa.

In den Horizontalreihen wäre folgende Einteilung zu treffen

I. steinerne Gebäude, feuerfest gedeckt.

II. sonstige Gebäude, feuerfest gedeckt,

III. sonstige Gebäude, nicht feuerfest gedeckt,

IV. unter freiem Himmel.

V. Summa,

VI. kurzfristige Versicherungen.

Jede dieser 6 Rubriken muß drei Unterabteilungen haben:

a) Versicherungssumme der versicherten Risiken, b) Versicherungssumme der verbrannten Risiken, c) Verlust.

Demnach hätten wir 17 horizontale und 18 vertikale Reihen, im ganzen $17 \times 18 = 306$ Felder. Wenn wir zu den Daten noch die Prämieinnahme hinzuziehen, wächst die Zahl Felder auf $17 \times 24 = 408$.

15. Ein besonderer Platz in der Statistik des Feuerversicherungswesens muß der Untersuchung der Feuerschäden, der Erforschung des Feuerschadens als Ereignis angewiesen werden; die Ziele einer solchen Untersuchung können sein: 1. die Ursachen der Entstehung eines Brandes und die Bedeutung jeder dieser Ursachen im besondern aufzudecken; 2. Zeit und Ort der Entstehung eines Brandes zu bestimmen; 3. die Dimensionen jedes einzelnen Brandes festzustellen (d. h. die Brände nach der Zahl der geschädigten Risiken und nach der Summe des erlittenen Verlustes anzuordnen).

Jeder dieser Umstände kann wertvolle Hinweise für den Kampf mit den Feuerschäden liefern; die Ergebnisse der Statistik werden eine rationelle Grundlage abgeben für diese oder jene Richtung der kommunalen oder staatlichen Tätigkeit auf dem Gebiete des Feuerlöschwesens. Zugleich werden die Daten dieser Statistik als Wegweiser für die Tarifpolitik der Versicherungsanstalten dienen, die ebenfalls die Verbesserung der Feuersicherheit der Risiken zum Ziel haben kann und muß. Wenn die Bedeutung des einen oder andern Faktors beim Ausbruch oder bei der Ausbreitung eines Schadenfeuers klaggestellt ist, werden die Versicherungsanstalten Grundlagen erhalten, um in den Tarif Regeln einzuführen, die den Versicherten veranlassen sollen, die Anlage seines Eigentums, die Aufsicht über dasselbe oder die Bedingungen seiner Exploitation zu ändern, um eine Verringung der Prämie zu erlangen.

Die rationelle Einführung von Maßregeln, dem Ausbruch von Bränden vorzubeugen und gegen ihre Ausbreitung zu kämpfen, ist außerordentlich wichtig, da sie gleichzeitig dem Versicherten die Last der Prämienzahlung und dem Versicherer die Last der Auszahlung von Verlusten erleichtert: sie erhält der Bevölkerung das durch ihre Arbeit angesammelte Eigentum.

Wieweit in dieser Hinsicht aprioristische Schlußfolgerungen falsch sein können, dafür genügt es auf den Umstand hinzuweisen,

daß die elektrische Beleuchtung, die bei Beginn ihrer Verbreitung von den Versicherungsanstalten begeistert gepriesen wurde, ihnen ungeheure Verluste gebracht hat; jetzt geben schon viele Techniker zu, daß eine schlecht installierte elektrische Beleuchtung gefährlicher ist als eine gewöhnliche Petroleumlampe. Viel Enttäuschung hat den Versicherern auch die Begeisterung für feuersichere Gebäude mit unbedeckten eisernen Balken und Säulen verursacht. Folglich kann eine statistische Untersuchung auf diesem Gebiete von großem Nutzen sein.

Die Ausarbeitung einer Brandstatistik weist vom technischen Standpunkt eine Eigentümlichkeit auf, die sie von den beiden oben betrachteten Zweigen scharf unterscheidet.

Sowohl die finanzielle als die Tarifstatistik kann von jeder Versicherungsanstalt besonders geführt werden; wenn dabei die Arbeit nach demselben bestimmten Plan ausgeführt wird, so ist auch eine vollkommene Zusammenfassung der von den Gesellschaften gelieferten Daten möglich. Der einzige Punkt, wo hier eine Schwierigkeit auftritt, ist die Anordnung der Risiken nach ihrer Versicherungssumme (§ 12), da nicht immer die an ein und demselben Risiko beteiligten Gesellschaften dessen Gesamtversicherungssumme genau kennen.

Große Brände treffen fast immer mehrere direkte Versicherer gleichzeitig; um die Dimensionen des Brandes zu beurteilen, müssen die Daten für jeden Brand besonders zusammengestellt werden. Daher muß die Brandstatistik für ein gegebenes kleines Territorium (Stadt) in einer Hand zentralisiert sein, sonst verliert sie einen großen Teil ihrer Bedeutung.

Eine große Schwierigkeit wird auch durch den Umstand hervorgerufen, daß die Ursache des Brandes oft unbekannt bleibt oder — vielleicht noch häufiger — bei der Liquidation nicht aufgeklärt wird.

Bei den ersten Schritten zur Ausarbeitung der Statistik wäre es nötig, eine recht detaillierte Angabe der Ursache der Entstehung eines Brandes einzuführen, z. B. etwa nach folgendem Schema:

a) Beheizung

1. Zustand der Öfen,
2. Zustand der Schornsteine und Rauchfänge,
3. unvorsichtiges Heizen der Öfen und Herausfallen von Feuer aus ihnen,
4. Entzündung von Ruß und Emporfliegen von Funken aus den Schornsteinen,
5. Explosion von Petroleum-, Benzin- und Spiritus-Küchen und Öfen

b) Beleuchtung:

1. Zustand der elektrischen Beleuchtung.
2. Zustand der Gasbeleuchtung,
3. Zustand der Petroleumbeleuchtung.
4. Zustand anderer Beleuchtungsarten (Spiritusbeleuchtung, Kerzen).

c) unvorsichtiges Umgehen mit offenen Feuerquellen:

1. Weihnachtsbaum,
2. Rauchen,
3. Herausfallen von Kohlen und Feuer aus Plätteisen, Kohlenbecken, Theemaschinen u. dgl.

d) zufällige Brandursachen:

1. Explosion,
2. Selbstentzündung.
3. Blitz.
4. Funken aus einer Lokomotive.

e) Entzündung in Fabriksbetrieben:

Hier sind detaillierte Unterabteilungen nötig, da oft die nicht mit genügender Vorsicht ausgeführte technische Anlage des Betriebs die Brandursache ist.

f) Brandstiftung.

Die Rubrizierung der Brände *nach der Zeit ihrer Entstehung* ist ebenfalls sehr charakteristisch; so übertrifft z. B. nach den Daten der russischen Gesellschaften die Anzahl der Brände, die zwischen 6 Uhr abends und 6 Uhr morgens ausbrechen, fast zweimal die Zahl der in der anderen Hälfte des Tages ausbrechenden und die Summe der Verluste ist bei ersteren sogar mehr als zweimal höher als bei letzteren.

Um die *Dimensionen der Brände* zu charakterisieren, müßten sie gruppiert werden nach der Zahl *der vom Feuer ergriffenen Gebäude*, nach der Zahl *der geschädigten Versicherer* und nach der *Dimension des Verlustes* für jeden Brandfall.

Die Brandstatistik muß nach Territorien und nach dem Charakter der Örtlichkeiten gesondert geführt werden.

16. Um den oben angedeuteten Plan einer statistischen Untersuchung des Feuerversicherungswesens zu verwirklichen, müssen für jeden Teil der Untersuchung verschiedene Wege gewählt werden. Der erste Teil — die finanzielle Statistik — erfordert nur, daß von allen Versicherungsanstalten ein bestimmtes System der Buchführung eingeführt wird, zwecks Absonderung der direkten von der Rückver-

sicherung und der inländischen von der ausländischen. Auch wäre es nötig, daß die Regierungen der Staaten, wo die Formen der Rechnungsablegung der Versicherungsgesellschaften und Anstalten auf gesetzgeberischem oder administrativem Wege festgesetzt werden, die Bedürfnisse der richtigen Beleuchtung der finanziellen Seite des Versicherungswesens ins Auge fassen und einheitliche, genügend vollständige Regeln für die Zusammenstellung der Rechenschaftsberichte der Versicherungsgesellschaften ausarbeiten.

Die größte Schwierigkeit in praktischer Hinsicht bietet die Organisation der eigentlichen Versicherungs-(Tarif-)Statistik; diese Schwierigkeit wird nicht so sehr durch die Breite der Anlage oder die Einzelheiten des Plans der statistischen Verarbeitung hervorgerufen als durch die große Zahl der Versicherungsobjekte und folglich auch der statistischen Zählkarten, die als Material für die Zusammenstellung zu dienen haben. Wie bei jeder großen statistischen Arbeit, ist es hier notwendig, vor allem die Zuverlässigkeit und Vollständigkeit des Materials, auf das sich die Untersuchung stützt, sicherzustellen; die Qualität der Karte und die Schwierigkeiten ihrer Anfertigung sind eng verbunden mit der Form der Versicherungsdokumente, nach denen die Prämienberechnung ausgeführt wird, d. h. der sogenannten Prämienberechnungsformulare, die den Polizzen oder den Anmeldungen der Versicherten beigelegt werden.

Es sei gestattet, den Wunsch auszusprechen, daß die Versicherungsanstalten, die eine Tarifstatistik einführen wollen, die Form des Prämienberechnungsformulars so ändern, daß bei einer Abfassung die Bedürfnisse der Statistik berücksichtigt werden. Bei der Anfertigung des Verzeichnisses der Objekte, auf die das Formular sich bezieht, müßte man diese in Abteilungen gliedern und in jeder Abteilung die Daten konzentrieren, die sich auf Objekte einer statistischen Gruppe beziehen. Es könnte sogar jede Abteilung des Formulars auf einem besonderen Blatte vermerkt sein, das dann auch als Dokument für die Anfertigung der statistischen Karte zu dienen hätte.

Solange die Form des Formulars nicht mit den Aufgaben der Statistik in Einklang gebracht ist, muß die Zerlegung des ganzen Materials bei der Anfertigung der statistischen Karte vorgenommen werden, indem auf die Karte aus dem Formular die Summen übertragen werden, die sich auf alle der Eintragung in eine gewisse Gruppe unterliegenden Objekte zusammen beziehen. Es wäre also in diesem Falle erforderlich, die Zusammenfassung des Materials bei der Anfertigung der Karte unmittelbar an dem Formular vorzunehmen, was natürlich eine Quelle zahlreicher Fehler in sich schließt. Die An-

fertigung einer besonderen Karte für jedes Objekt sichert allerdings größere Genauigkeit des Materials, verteuert jedoch seine Sammlung.

Die Anfertigung der Karte über die Verluste muß gleichzeitig mit der Anfertigung der Brandkarte vorgenommen werden.

Die Brandstatistik erfordert, wie oben dargelegt wurde, die Organisation einer gemeinsamen Untersuchung der Feuerschäden durch alle Versicherungsanstalten, die im Gebiet des gegebenen einzelnen Risikos arbeiten; nur bei einer solchen Vereinheitlichung erlangen die Folgerungen der Brandstatistik ihre volle Bedeutung. Eine derartige Zentralisation kann indes keine besonderen Schwierigkeiten bieten, da die Anzahl der Brände oder selbst die Anzahl der einzelnen Verluste, die von den einzelnen Anstalten zu tragen sind, keine besonders hohen Ziffern darstellen. In Rußland z. B., wo alle Aktiengesellschaften zusammen Verluste von 120—130 Millionen Frank zu tragen haben, bewegt sich die Zahl der von ihnen eröffneten Verlustakten um 30.000. Wenn wir von einer durchschnittlichen Verlustziffer für eine Brandsache ausgehen, ergibt sich zirka 4000 Frank für jeden Fall. Für ganz Europa muß die Zahl der Verluste nach diesem Maßstabe eine Ziffer ergeben, die 200.000 nicht übersteigt. Wenn wir in Betracht ziehen, daß die Anfertigung von Brandkarten sich verteilen muß auf zirka 300 Versicherungsgesellschaften und Versicherungsanstalten, so kann diese Anfertigung mit allen Details nicht als eine allzu drückende Arbeit angesehen werden.

Ein einheitliches Formular für die Brandkarte jeder Versicherungsanstalt (oder noch besser für die Anzeige von einem Schadenfeuer, von der dann eine Abschrift für die statistische Karte zu nehmen wäre), ist der erste unumgängliche Schritt in dieser Richtung. Die Karten selbst müssen einem Zentralorgan zugestellt werden, dessen Aufgabe es wäre, erstens die Karten der einzelnen Anstalten (die offenbar nur hinsichtlich ihrer Versicherungen orientiert sind) zu Sammelkarten zu vereinigen, die sich auf jedes Schadenfeuer beziehen, das mehrere verschiedene Objekte und mehrere Versicherungsanstalten betroffen hat. Die zweite Aufgabe des Zentralorgans würde sein, die Daten über Feuerschäden nach dem oben angegebenen Plane zu verarbeiten.

Die vorhergehenden Bemerkungen geben uns Hinweise hinsichtlich der unvermeidlichen Grenzen der Zentralisation der einzelnen Teile einer Feuerstatistik.

Für die finanzielle Statistik ist es nur erforderlich, die Daten in den Rechenschaftsberichten aller Versicherungsanstalten zusammenzufassen.

Für die Tarifstatistik könnte jede Versicherungsanstalt die Zusammenfassung der Karten selbst besorgen. Aufgabe des Zentralorgans wäre es, die Resultate der Tätigkeit aller einzelnen Gesellschaften auf Grund der von diesen eingelierten fertigen Tabellen zu geben. Diesem Organ müßte auch aufgetragen werden, die einheitliche Verteilung der Risiken nach Gruppen zu überwachen.

17. Thesen.

I. Die Feuerversicherungsstatistik muß in drei Abteilungen zerfallen:

- a) die finanzielle Statistik, deren Zweck es ist zu geben
 1. die finanziellen Resultate der Versicherungsoperationen in jedem Lande besonders und
 2. die finanzielle Tätigkeit der Versicherungsanstalten jedes Landes besonders.
- b) die Versicherungs- (Tarif-) Statistik, deren Zweck es ist, Daten zu sammeln für die richtige Tarifierung der Risiken, für rechtzeitige Änderungen des Tarifs u. s. w.,
- c) die Brandstatistik, deren Zweck es ist, die Tätigkeit des Staates und der kommunalen Institutionen im Kampf mit den Feuer-schäden und gleichzeitig auch die Tarifpolitik der Versicherungsanstalten, soweit sie eine Verbesserung der zur Versicherung angemeldeten Risiken anstrebt, rationell zu begründen.

II. Für die finanzielle Statistik muß das im § 3 angegebene Schema als Grundlage genommen werden, wo die Resultate der direkten Versicherung von denen der Rückversicherung und die Resultate der Versicherungen eines Staates von denen des andern getrennt sind.

III. Für die Versicherungsstatistik muß die Verarbeitung nach dem in § 14 dargelegten Schema vor sich gehen mit Teilung der Risiken a) nach Territorien, b) nach dem Typus der Örtlichkeit, c) nach dem Objekt der Versicherung, d) nach dem Material der Wände und Dächer, e) nach der Bestimmung, f) nach der Dauer mit den Unterabteilungen: jährliche und kurzfristige Versicherungen.

IV. Für die Brandstatistik muß unbedingt eine zentrale Organisation eingeführt werden. Dort müssen verarbeitet werden die Daten

- a) über die Ursachen des Ausbruchs von Bränden,
- b) über die Dimensionen der Brände (nach der Versicherungssumme und nach der Zahl der geschädigten Versicherten),
- c) über Zeit und Ort des Ausbruchs von Bränden.

V. Die Daten für die *finanzielle* Statistik müssen aus den Rechenschaftsberichten der Versicherungsanstalten ausgezogen werden:

die Zusammenfassung der Daten der *Versicherungsstatistik* kann von den einzelnen Anstalten ausgeführt werden auf Grund einer gemeinsamen Instruktion hinsichtlich der Auslegung einzelner Details dieses Planes. Die Aufgaben des zentralen statistischen Organs bestehen in der Zusammenfassung der Berichtsdaten, in der Zusammenfassung der einzelnen Tabellen der Versicherungsstatistik, die von den Anstalten angefertigt sind, und in der vollständigen Verarbeitung der *Brandstatistik*.

X. — E.

The Actuarial Theory of Fire Insurance Rates as depending upon the Ratio of Insurance to Sound Value hence a Determination of the Rates for use with a Coinsurance Clause.

By **A. W. Whitney**, Berkeley, Cal.

The conditions under which the business of Fire Insurance is done, conditions arising from fundamental differences in methods of building, in customs, in laws, in national temperament, make it almost impossible to discuss the subject of Fire Insurance from a general point of view. In what follows I shall have in mind the conditions in the United States of America; these give rise to important problems which in some other countries have however an interest almost wholly theoretical.

By far the most important of these problems in the United States today, certainly from the point of view of the country as a whole and hardly less so from the point of view of the insurance companies, is not, properly speaking, an insurance problem at all; I refer to the momentous subject of Fire Prevention. A people of energy, absorbed in the conquest of a new continent, brought up in the belief that its resources are wellnigh unlimited, impatient of careful detail, in attempting to bring the most tremendous forces in the world under control finds itself facing a stupendous, direct annual fire-waste of over 200 millions of dollars a year with a conflagration hazard of correlative size.

This problem I do not propose to discuss but to confine my attention, in spite of its secondary importance, to a phase of the strictly actuarial problem.

In life insurance the two factors upon which the rate depends are interest and mortality in terms of age. If substandard lives are insured or if insurance is carried on in foreign countries in general other factors enter which throw the insured into one of several "classes".

In fire insurance, while it is true that the interest on the securities of the company is a very important source of income (in the United States as a matter of fact the only source of profit¹) it is nevertheless not necessary specifically to consider interest in arriving at the rate for the reason that the probability of burning stands in no direct relation to the age of the building.

The two principal factors in life insurance, interest and mortality in terms of age, are therefore lacking in fire insurance. But while it is true that what corresponds to mortality, that is probability of burning, is not in any important way a function of the time it *is* dependent upon a very host of other variables, a thousand elements of construction, exposure, fire protection and who can tell what not. It is the analysis of these, difficult enough were they constant, but immensely complicated by changing conditions and the introduction yearly and almost daily of entirely new hazards, that constitutes the principal true insurance problem.

But it is not this that I mean to treat. There is still another important factor in the fire insurance problem, a factor which requires the differentiation of the gross probability of burning into a probability as regards not *when* the loss takes place but as regards *how much* is lost. It is this factor of partial loss, a factor which is entirely lacking in life insurance, that I propose to discuss.

The fact that a fire may result in a partial loss and the fact that when the fire starts it is not known how severe the loss will be have an important bearing upon the rate. It is doubly important however where, as in the United States, the sum insured may be less and usually *is* less than the value of the property. On the Continent the average clause, by making the insured a coinsurer for the balance, may be said to have the effect, so far as the company is concerned, of full insurance.

Obvious as it is that insuring a property for less than its sound value without an average clause opens the way to adverse selection and astonishing as it may seem to those who are familiar only with

¹) The strictly *underwriting* profits of the last 50 years were more than absorbed in meeting the losses in the San Francisco conflagration.

Continental Practice, it is true that the coinsurance clause is only beginning to be used in the United States and even then it usually provides for an insurance of only 80 or 90 per cent of the sound value.

That a selection of a low ratio of insurance to value will be adverse to the Company and to that extent a better bargain for the insured may be seen by an example: Statistics show that, in the class of frame business buildings in San Francisco during the years 1899—1903 inclusive, 83 per cent of the fires did a damage of less than 10 per cent of the sound value. If one had been insured therefore for $\frac{1}{10}$ of the value of his property he would have had adequate protection against 83% of all fires; if a second tenth of insurance had been added it would have been called upon only in 17% of all fires, a third tenth of insurance would have been called upon only in 11% of all fires and so on in a decreasing ratio for each successive addition. It is evident then that the strain upon the company would have increased, to be sure, with each successive addition but by diminishing increments. If therefore the insurance rate is not gauged to correspond to the ratio of insurance to value there will tend to be a selection by the insured of as low an insurance as the other factors of his particular situation will allow.

It is evident then that the rate in fire insurance should depend not merely upon the class but upon the ratio of the insurance carried to the sound value.

The coinsurance clause is an agreement on the part of the insured to maintain a specific percentage of insurance to value, presumably in insurance companies but failing to do this, he is to be considered as himself a coinsurer for the balance.

The onus of this upon is placed the insured because of the practical impossibility on the part of the company of keeping track of the matter and because it is properly as much the duty of the insured to declare his intention in this regard as it is the duty of one whose life is insured to state his age.

I propose therefore to discuss this strictly actuarial problem, the determination of the rate on a given class of buildings when the ratio of insurance to sound value is specifically given.

This determination depends upon a table, what may be called a table of partial loss, giving the probability of burning as a function of the amount burned. For the class of frame business buildings in San Francisco this has been already referred to; it is as follows:

Table of Partial Loss for the class of Frame Business Buildings.

x	m_x
1	8293
2	576
3	326
4	215
5	139
6	97
7	69
8	49
9	42
10	194
Total	10000

m_x is the number of buildings, out of M which take fire which in this case is 10,000, in which the loss is between $\frac{x-1}{10}$ and $\frac{x}{10}$ of the sound value.

It is interesting to notice that this problem can be put into the form of a life insurance problem, namely that of a certain reversionary annuity. The first contingency, corresponding to the death of the insured, is the starting of a fire. This probability is however constant, not a function of the time. The second contingency, corresponding to the death of the beneficiary, until which time the benefits continue, is the stopping of the fire. The m_x 's correspond therefore to the d_{x-1} 's of the mortality table: for instance, in the case above, 8293 out of every 10,000 fires die (i. e. are put out) before $1/10$ of the sound value is consumed.

There are two further differences however: one is that interest is not taken into account and the second is that the amount of insurance is limited, that is, in the case of the annuity, that the payments continue until the death of the beneficiary *or the prior payment of a certain sum*.

The problem is therefore on the whole very simple and reduces to the determination of simple "expectations" since interest is not taken into account.

We shall obtain what corresponds to the curtate expectation by assuming that the m_x fires referred to consume just $x/10$ of the sound value. The analysis is then as follows: Let a certain interval of time be under observation, presumably one year.

Let N be the number of houses insured, each of sound value V , and let the losses among these be given by the m_x 's as of table I; let each of these be insured for $^{x/10}V$.

Let L_x be the entire insurance loss on these; then

$$L_x = m_1 \text{ } ^{1/10}V + m_2 \text{ } ^{2/10}V + \dots (m_x + m_{x+1} + \dots m_{10}) \text{ } ^{x/10}V.$$

$$= \frac{V}{10} \{m_1 + 2m_2 + 3m_3 + \dots + x(m_x + m_{x+1} + \dots m_{10})\}$$

Let

$$m_x + m_{x+1} + \dots + m_{10} = M_x;$$

then

$$L_x = \frac{V}{10} \{M_1 + M_2 + \dots M_x\}.$$

M_1 is the total number of fires which start; $M_1 = M$.

Let

$$\frac{M_1 + M_2 + \dots M_x}{10M} = \lambda_x \text{ and let } \frac{M}{N} = J;$$

then

$$L_x = M V \lambda_x = J V N \lambda_x.$$

Let l_x be the insurance loss per risk; then

$$l_x = \frac{L_x}{N} = J V \lambda_x.$$

Let I_x be the total amount of insurance in force; then

$$I_x = N \text{ } ^{x/10}V.$$

Let R_x be the insurance-loss per unit of insurance in force; then

$$R_x = \frac{L_x}{I_x} = \frac{l_x}{\text{ } ^{x/10}V} = J \frac{\lambda_x}{\text{ } ^{x/10}}.$$

Let

$$\frac{\lambda_x}{\text{ } ^{x/10}} = \rho_x;$$

then

$$R_x = J \rho_x.$$

l_x is the expectation of loss per risk.

R_x is the commuted probability, so to speak, of a loss equal to the insurance, $^{x/10}V$; it is the net insurance rate. the burning-ratio or, as it may be called, the Insurance Hazard.

R_{10} may on the other hand be called, the Property Hazard.

J is the probability that a risk will become a loss; it may be called the Ignition Hazard.

ρ_x is the commuted probability, so to speak, if a fire has started, of a loss equal to the insurance, ${}^{x/10}V$; it may be called the Damage Hazard.

The Insurance Hazard or net rate is the product of the Ignition Hazard and the Damage Hazard.

ρ_x is a function of x ; it can be obtained entirely from the table of partial loss.

J is constant for the class but because it involves N is not easily obtainable. Without a knowledge of J the absolute rates R_x can not be had but with a table of partial loss we are in a position to obtain the relative rates since they depend only upon the ρ_x 's.

If complete expectations are to be used, in place of curtate expectations, instead of taking the losses m_x to be equal to ${}^{x/10}V$ we must consider their actual mean value: let this be ${}^{x/10}V - {}^{ax/10}V$; then instead of L_x , l_x , λ_x , R_x and ρ_x we must use \bar{L}_x , \bar{l}_x , $\bar{\lambda}_x$, \bar{R}_x and $\bar{\rho}_x$ where

$$\bar{L}_x = L_x - \frac{V}{10} (a_1 m_1 + a_2 m_2 + \dots + a_x m_x).$$

So far this has all been under the assumption that the insurance in each case was for ${}^{x/10}V$. We may now suppose that the N risks are not all insured for the same amount, but let us still suppose them all of sound value V .

Let us call the number of risks n_x in which the ratio of insurance to sound value is between ${}^{x-1/10}V$ and ${}^{x/10}V$, the mean value being say ${}^{bx/10}V$.

The actual insurance-loss \bar{L} will then be:

$$\begin{aligned} \bar{L} &= n_1 \bar{l}_{b_1} + n_2 \bar{l}_{b_2} + \dots + n_{10} \bar{l}_{b_{10}} = \\ &= J V N \left\{ \frac{n_1 \bar{\lambda}_{b_1} + n_2 \bar{\lambda}_{b_2} + \dots + n_{10} \bar{\lambda}_{b_{10}}}{N} \right\} = J V N \bar{\lambda}, \end{aligned}$$

where

$$\bar{\lambda} = \frac{n_1 \bar{\lambda}_{b_1} + n_2 \bar{\lambda}_{b_2} + \dots + n_{10} \bar{\lambda}_{b_{10}}}{N}.$$

In computing, b_x may with sufficient accuracy be taken equal to $x-1/2$ and $\bar{\lambda}_{b_x}$ equal to $\frac{\bar{\lambda}_{x-1} + \bar{\lambda}_x}{2}$.

The actual insurance in force \bar{I} is:

$$\bar{I} = n_1 {}^{b_1/10}V + n_2 {}^{b_2/10}V + \dots = N \frac{\bar{b}}{10} V$$

where $\frac{\bar{b}}{10}V$ as determined from this equation is the average insurance per risk.

$$\bar{R} = \frac{\bar{L}}{\bar{I}} = J \frac{\bar{\lambda}}{\bar{b}/10}.$$

Let

$$\frac{\bar{\lambda}}{\bar{b}/10} = \bar{\rho};$$

then

$$\bar{R} = J\bar{\rho}.$$

\bar{R} is the actual net rate when we are freed from the assumption that each risk is insured for the same amount and consider the insurances actually in force. It is the actual burning-ratio or fire-cost.

\bar{R} is the commuted probability, so to speak, of a loss equal to the average amount of insurance in force, $\bar{b}/10 V$.

\bar{R} , as R_x , is made up of two factors, the Ignition Hazard J and the actual Damage-Hazard $\bar{\rho}$.

J is independent of the n_x 's; $\bar{\rho}$ depends upon the n_x 's and may be calculated if they are known.

Since \bar{R} may be got directly by dividing the aggregate insurance-loss by the total insurance in force and since $\bar{\rho}$ may be computed their ratio or J may thus be had. By substituting this value of J we shall obtain for R_x the value

$$R_x = \frac{\rho_x}{\bar{\rho}} \bar{R}.$$

If the equation $\bar{R} = R_x$ which reduces to $\frac{\bar{\lambda}}{\bar{b}} = \frac{\lambda_x}{x}$ is solved for x it gives that ratio of insurance to value at which the specific rate equals the ordinary rate; call this \bar{x} ; if $x > \bar{x}$ $R_x < \bar{R}$, if $x < \bar{x}$ $R_x > \bar{R}$.

The specific rates $R_x = \frac{\rho_x}{\bar{\rho}} \bar{R}$ will, whatever the value of the n_x 's, produce an income equal to the expected loss; in fact any set of rates $\hat{R}_x = \frac{\hat{\rho}_x}{\hat{\rho}} \hat{R}$, hence related to each other in the same way as the rates R_x , will produce an income equal to $\frac{\hat{R}}{\bar{R}}$ times the expected loss, whatever the value of the n_x 's.

The rate \hat{R} however will produce an income equal to $\frac{\hat{R}}{\bar{R}'}$ times the expected loss where \bar{R}' is determined from the numbers n'_x just as \bar{R} is determined from the numbers n_x : this will reduce to the value produced by the specific rates \hat{R}_x only when the n'_x 's are the same as the n_x 's. Hence whether the rate \hat{R} will or will not meet the expected loss depends upon the Particular n_x 's.

In short, the income produced by the specific rates does not depend upon the particular n_x 's while that produced by the ordinary rate does so depend; hence with the use of an ordinary rate \hat{R} a profitable business might be converted into an unprofitable business by a drop in the average ratio of insurance to value from say 70 to 50 percent. This could not happen if specific rates were in use.

In the table of m_x 's given no account is taken of the conflagration hazard as the m_x 's were derived from an experience that included only ordinary losses. If losses in a conflagration are taken to be total the conflagration factor will be introduced by adding to m_{10} a number representing the share of these N risks in the conflagration experience. If this number is K each specific rate and the ordinary rate will be increased by the Conflagration Hazard $\frac{K}{N}$.

There is no intention in this paper of discussing the statistical problem involved in the determination of the tables of partial loss. It may be said however that insufficiency in the data regarding sound value will make an otherwise simple problem very difficult.

It may be of interest to conclude this theoretical treatment with some actual results. These figures are based upon the loss-experience of¹⁾ San Francisco during the years 1899—1903 inclusive which included no sweeping fires.

¹⁾ From the Report of the Coinsurance Committee to the Board of Fire Underwriters of the Pacific on Percentage Coinsurance, etc. San Francisco, 1905.

Table of Partial Loss and Damage Hazard.

x	Frame Business Buildings		Contents of same		Brick Business Buildings		Contents of same		Dwellings (Frame)		Contents of same		Special Hazards (Frame)		Contents of same	
	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x	m _x	ρ _x
1	8293	.3200	7172	.4519	9370	.1670	6721	.1755	8627	.2641	8360	.3554	5413	.5994	1264	.6980
2	576	.2286	915	.3423	337	.1052	965	.3736	502	.1862	658	.2406	791	.5081	806	.6120
3	326	.1841	425	.2842	141	.0773	580	.3155	201	.1191	281	.1880	539	.4561	638	.5609
4	215	.1551	310	.2462	85	.0606	429	.2712	130	.1271	178	.1561	431	.4181	553	.5204
5	139	.1317	221	.2183	42	.0493	324	.2420	93	.1115	114	.1341	360	.3874	507	.4854
6	97	.1189	180	.1963	16	.0413	260	.2158	73	.0885	85	.1178	309	.3614	507	.4536
7	69	.1065	117	.1783	1	.0355	214	.1937	60	.0803	61	.1051	273	.3386	530	.4235
8	49	.0864	123	.1631	2	.0310	183	.1746	53	.0827	57	.0948	237	.3184	553	.3942
9	42	.0881	98	.1501	0	.0276	167	.1579	48	.0762	68	.0861	209	.3001	599	.3650
10	194	.0811	409	.1390	0	.0248	154	.1434	213	.0704	132	.0786	1438	.2845	1013	.3368
\bar{b}	.7677		.7677		.6742		.6366		.7931		.6384		.6195		.6037	
\bar{p}	.1035		.1574		.0361		.1852		.0810		.1069		.3108		.4423	
$\frac{\bar{x}}{10}$.73		.844		.69		.744		.826		.686		.691		.738	

XI.

Welche Vorteile kann die Annahme einer analytischen Funktion für die Absterbeordnung in technischer Beziehung bieten?

What advantages from a technical point of view are obtained by the assumption of an analytical function for the law of mortality?

Quels sont les avantages que peut offrir du point de vue technique l'emploi d'une fonction analytique pour la loi des taux de mortalité?

Quali vantaggi si possono ottenere, nei riguardi tecnici, dall'applicazione di una funzione analitica alla regola di mortalità?

XI. — A₁.

Welche Vorteile kann die Annahme einer analytischen Funktion für die Absterbeordnung in technischer Beziehung bieten?

Gruppierung von Versicherung auf zwei Personen zur Berechnung der Prämienreserve, wenn die Sterblichkeitstafeln nach *Makehams* Formel ausgeglichen sind.

Von **Otto Draminsky**, Kopenhagen.

Angleichung der Sterblichkeitstafeln nach einer analytischen Funktion wird in den meisten zur Anwendung kommenden Fällen einer graphischen oder einer mechanischen Angleichung vorzuziehen sein. Durch die Formelgleichung wird man in die Lage versetzt, die richtige Rücksicht auf die gewichtige Bedeutung der einzelnen Erfahrungen zu nehmen und man gelangt in die Lage, die Übereinstimmung des fertigen Resultates mit den Erfahrungen in einer bei weitem mehr eingehenden und wissenschaftlichen Weise als sonst zu kontrollieren. Man erzielt ferner eine vollständig gleichmäßige Sterblichkeitskurve und für die verschiedenen Größen, die sich aus der Sterblichkeitstafel finden lassen, ergibt sich durch Anstellen von Differenzproben und ähnliches eine besonders gute Kontrolle der Resultate. Auch zur Berechnung der Sterbeintensität und anderer kontinuierlicher Funktionen kann es sich als praktisch erweisen, die Sterblichkeitskurve nach einer analytischen Funktion auszugleichen.

Solange man indessen zur Herstellung der Sterblichkeitskurve schwierige und weitläufige Funktionen, die eine große Anzahl Konstanten enthalten, anwendet, ist man bei Anwendung von Formelgleichung doch nicht weit über das bereits angeführte hinausgekommen und dem Techniker, der die fertige Sterblichkeitstafel zur Berechnung von Leibrentenwerten, Prämien, Prämienreserven u. s. w. benützen soll,

wird nahezu ebensogut mit einer guten graphischen oder mechanischen Ausgleichung gedient sein. Erst durch Anwendung einer einfachen analytischen Funktion kann die hergestellte Sterblichkeitstafel dem Techniker besonders zweckdienlich werden und auf manchen Gebieten bedeutende Erleichterungen im Rechnen anderen Sterblichkeitstafeln gegenüber gewähren. Einen bedeutenden Rang unter den Sterblichkeitsformeln nimmt daher *Makehams* Formel ein, die neben der Gewährung eines außerordentlich einfachen Ausdruckes für die Sterblichkeit gleichzeitig eine befriedigende Übereinstimmung mit den gemachten Erfahrungen hinsichtlich der Sterblichkeit bietet. Für Sterblichkeitstafeln, nach dieser Formel ausgeglichen, ist man somit durch eine recht einfache Rechnungsart in der Lage, Leibrentenwerte auszurechnen, die beliebigen Werten der in die Formel eingehenden Konstanten entsprechen, wenn man nur Leibrentenwerte für einen willkürlichen Satz Konstanten und verschiedenem Zinsfuß entsprechend ausgerechnet hat. Die Leibrentenwerte lassen sich auch mit Hilfe einer besonderen Universaltafel finden (vergl. *J. P. Gram*: Über die Sterblichkeitsformel *Makehams* „Aktuaren“, Kopenhagen 1904). Ferner gewährt *Lidstones* Methode eine bequeme und einfache Art der Bestimmung der Prämienreserve für gemischte Versicherung.

In dem nachstehenden soll für Versicherung auf zwei Personen dargelegt werden, in welcher Weise man vermittels einer einfachen Gruppierung diejenige Arbeit bedeutend vereinfachen kann, welche mit der Bestimmung der Prämienreserve für diese Versicherungen verbunden ist. Nehmen wir an, daß die beiden Versicherten ein Mann und eine Frau sind und daß die Sterblichkeitstafel für den Mann durch die Gleichung gegeben ist:

$$-\log p_x = a + b c^x \dots \dots \dots (1)$$

wo x das Alter des Mannes angibt und p_x die Wahrscheinlichkeit dafür angibt, daß ein x -jähriger Mann das Alter $x+1$ erreicht. a , b und c sind Konstanten. Für die Frau nehmen wir in entsprechender Weise an, daß die Sterblichkeit durch die Gleichung ausgedrückt ist:

$$-\log p_y = a' + b' c^y \dots \dots \dots (2)$$

Man nimmt somit an, daß die beiden Sterblichkeitskurven verschiedene Werte für die Konstanten a und b haben, dagegen denselben Wert für die Konstante c . Setzt man indessen

$$b = b' c^k \dots \dots \dots (3)$$

kann die Gleichung (1) lauten:

$$-\log p_x = a' + b' c^{x+k} - (a' - a)$$

und man ersieht dann, daß die beiden Kurven in Wirklichkeit kongruent sind, indem sie dazu gebracht werden können, einander zu decken durch eine Parallelverschiebung längs der Ordinatachse von der Größe $a' - a$ und eine Parallelverschiebung längs der Abszissenachse von der Größe k . Oder mit anderen Worten: die Sterblichkeit des Mannes läßt sich aus der Frauentafel durch eine Alterserhöhung von k Jahren und einen konstanten Abzug in $-\log p_x$ auf $a' - a$ bilden.

Da die Konstante c für die beiden Sterblichkeitstafeln gemeinschaftlich ist, wird man sich, wie bekannt, zur Bestimmung der Verbindungsrenten mit der Ausrechnung der Verbindungsrenten, entsprechend demselben Alter der beiden Versicherten, begnügen können. Für eine beliebige Verbindungsrente a_{xy} wird man nämlich immer ein Alter w so bestimmen können, daß

$$a_{xy} = a_{ww'}$$

wo $a_{ww'}$ eine Verbindungsrente für zwei gleichalterige Versicherte angibt, von denen der eine der Sterblichkeit, wie bei Gleichung (1) angegeben, folgt, der andere der Sterblichkeit gemäß der Gleichung (2). Das Alter w ist durch die Gleichung

$$c^w = \frac{b c^x + b' c^y}{b + b'}$$

bestimmt, welche gemäß (3) auf

$$c^w = \frac{c^{x+k} + c^y}{c^k + 1} \quad (4)$$

geändert wird.

Ist $x > y$ und setzt man $t = x - w$ und $n = x - y$ ergibt sich aus (4):

$$t = \frac{\log(1 + c^k) - \log(1 + c^{-n-k})}{\log c} - k \quad (5)$$

Ist $y > x$ und setzt man $t = y - w$ und $n = y - x$ ergibt sich aus (4):

$$t = \frac{\log(1 + c^k) - \log(1 + c^{-n+k})}{\log c} \quad (6)$$

Entsprechend einem gegebenen Altersunterschied n , wird somit durch eine der beiden Gleichungen der Abzug t bestimmt, der in dem Alter des Älteren zu geschehen hat, um auf das gemeinschaftliche Alter w zu gelangen. Ist der Mann älter, benützt man bei dieser Bestimmung die Gleichung (5), ist dagegen die Frau älter, wird die Gleichung (6) angewandt. Die Größe t muß mit einer oder vielleicht zwei richtigen Dezimalen ausgerechnet werden, und hat man darnach ein- für allemal Leibrentenwerte $a_{ww'}$, die für sämtliche ganzen Alter

passen, ausgerechnet, wird man also durch eine einfache Interpolation a_{xy} bestimmen können, entsprechend beliebigen Werten für x und y . Man kann jedoch diese Interpolation ganz vermeiden und gleichzeitig eine außerordentlich einfache Gruppierung der Versicherungen, für welche die Prämienreserve aufzumachen ist, erzielen, wenn man anstatt t von dem Alter des Älteren abzuziehen, t , ausgerechnet in Jahren und Monaten, zum Geburtsjahre und Geburtsmonate des Älteren hinzuaddiert. Anstatt der Bestimmung eines gemeinschaftlichen Alters wird mit anderen Worten ein gemeinschaftliches Geburtsjahr und ein gemeinschaftlicher Geburtsmonat für die beiden Versicherten festgesetzt. Ist beispielsweise der Mann im Februar 1870 geboren und die Frau im August 1875 und entspricht $n = 5$ Jahre und 6 Monate, $t = 2$ Jahre, 5 Monate, lassen sich bei der Bestimmung der Verbindungsrenten zu jeder beliebigen Zeit diese beiden Personen durch zwei andere ersetzen, die beide im Juli 1872 geboren sind. Hat man daher ein- für allemal eine Bestimmung solcher neuer Geburtsmonate und Geburtsjahre (Statusjahre) getroffen, wird man für Reserveberechnung oder ähnliches eine überaus einfache Gruppierung der Versicherungen auf zwei Personen bekommen, indem man alle Polizzen mit dem gleichen Statusjahr zusammenfassen kann. Wenn nicht besondere Verhältnisse vorhanden sind, kann man nämlich davon ausgehen, daß die neuen ausgerechneten Geburtsmonate sich gleichmäßig über das Statusjahr verteilen, so daß beispielsweise alle Verbindungsrenten, die sich auf Polizzen beziehen, für welche 1870 Statusjahr ist, bei der Reserveberechnung pro 31. Dezember 1905 als eine Verbindungsrente, entsprechend dem Alter von 35 Jahren und 6 Monaten sowohl für den Mann als auch für die Frau anzusehen sind. Hat man demnach eine Tabelle für a_{ww} , laut welcher das Alter dem wirklichen Alter $+6$ Monaten entspricht, wird diese Tabelle, die aus höchstens 100 Zahlen besteht, für die Reserveberechnung genügen. Die Tabellen, welche bei der Reserveberechnung für Lebensversicherungen auf 2 Personen verwandt werden sollen, brauchen also nicht wie sonst mit Doppeleingang eingerichtet zu sein, sondern es genügt die Benützung von Tabellen mit einzelem Argument, so daß das Tarifmaterial nicht von größerer Ausdehnung wird als wie solches bei der Lebensversicherung einer Einzelperson zur Verwendung gelangt.

Bei dieser Gruppierung ist nur auf diejenigen Teile vom Passiv oder Aktiv Rücksicht genommen worden, welche sich direkt als Verbindungsrente ausdrücken lassen, mag sie nun lebenslänglich oder zeitweilig sein.

Von der Gruppierung aus nur nach dem Statusjahr wird somit in der Regel das Aktiv bestimmt werden können. Dagegen wird die

Feststellung des Passiva öfters fernere Gruppierungen erforderlich machen. Hinsichtlich Überlebensrenten muß man ferner noch eine Gruppierung nach dem Geburtsjahr der Frau (der Versorgten) vornehmen und hat man nun aus Rücksicht auf den Status besondere Statusbücher eingerichtet, muß man also für Überlebensrenten zwei Bücher haben, so daß das Material in dem einen Buche nach dem Statusjahr und in dem anderen Buche nach dem Geburtsjahr der Frau geordnet ist. Wenn eine Versicherung auf Grund des Todes des Mannes (des Versorgers) zur Auszahlung gelangt, wird sie in dem ersten Buche getilgt, bleibt aber in dem zweiten Buche stehen, welches somit alle in Kraft seienden Versicherungen, sowohl eventuelle als aktuelle, enthält, während das erste Buch nur die eventuellen Versicherungen enthält. Bei der Reserveberechnung wird dann in den beiden Büchern eine Addition derjenigen Summen vorgenommen, welche unter demselben Geburtsjahr aufgeführt sind und das Gesamtpassiv für alle Überlebensrenten wird dann bestimmt als:

$$\sum s_2 a_y - \sum s_1 a_{ww'}$$

wo s_1 nur eventuelle Summen umfaßt, während s_2 sowohl eventuelle als auch aktuelle Summen umfaßt. Das Aktiv wird nur von der Zusammenzählung im ersten Buche bestimmt, nämlich als

$$\sum p a_{ww'}$$

wobei p die Gesamtprämiensumme, die einem bestimmten Statusjahr entspricht, angibt.

Gilt die Versicherungsform einer Leibrente auf zwei Personen mit gänzlichem Übergang auf die längstlebende, ist das Passiv bestimmt als:

$$\sum s_1 a_x + \sum s_2 a_y - \sum s a_{ww'}$$

und man ersieht demnach, daß das Material, soweit diese Versicherungen in Betracht kommen, auf drei Bücher verteilt werden müssen und zwar nach dem Geburtsjahr des Mannes, dem Geburtsjahr der Frau und nach dem Statusjahr.

Stirbt einer der beiden Versorgten, ist die Versicherung in dem betreffenden Buch und gleichzeitig in dem Buch zu tilgen, in welchem das Material nach Statusjahren geordnet ist, wird jedoch im dritten Buch erst dann getilgt, wenn der zweite Versorgte stirbt. Versicherungsformen als Todesfallversicherung und gemischte Versicherung auf zwei Personen, welche ausschließlich durch die Verbindungsrente bestimmt wird, nämlich

$$1 - {}_2\bar{a}_{ww'}$$

macht dagegen nur eine Ordnung nach Statusjahren notwendig.

Die angegebene Methode hat anscheinend denselben Nachteil, der so manchen Gruppierungsmethoden anhaftet und der darin besteht, daß eine Umrechnung der mit der Methode verknüpften Hilfsgrößen erforderlich ist, sobald man von einem Satz Sterblichkeitstafeln auf einen anderen übergeht. Bei der vorliegenden Methode erscheint es bei einer Veränderung der Sterblichkeitstafeln notwendig, eine Umrechnung der Statusjahre vorzunehmen. Dieses wird man jedoch in den allermeisten Fällen ganz vermeiden können. Das Statusjahr wird, wie bereits früher erwähnt, in der Weise bestimmt, daß man die Größe t , nach Jahren und Monaten laut Gleichung (5) oder (6) ausgerechnet, zum Geburtsjahr und Geburtsmonat der älteren Person addiert. Eine Ausrechnung von t , entsprechend verschiedenen Sterblichkeitstafeln, zeigt aber, daß diese Größe sich nur sehr wenig, was die verschiedenen Tafeln anbetrifft, verändert.

Aus der nachstehenden Tabelle geht hervor, daß eine Veränderung in der Konstanten c so gut wie keine Veränderung in t bewirkt. Eine Veränderung in der Konstanten k läßt sich allerdings auf t spüren, doch ist die Veränderung nur gering und die diesbezügliche Wirkung wird teilweise dadurch gehoben, daß sie sich nach der entgegengesetzten Seite für „Versorger ältere“ und „Versorger jüngere“ erstreckt.

Wenn man daher, anstatt neue Statusjahre auszurechnen, die alten Statusjahre unverändert beibehält, besagt dieses also, daß die entsprechenden Verbindungsrenten in Zukunft einer Sterblichkeit entsprechend ausgerechnet werden, die nicht ganz mit der bezweckten zusammenfällt.

Wert in Jahren und Monaten der Größe t , die zum Geburtsjahr und Geburtsmonat der älteren Person addiert, das Statusjahr ergibt.

Versorger	log $c = 0.038$						log $c = 0.040$						log $c = 0.042$					
	k=0		2		4		k=0		2		4		k=0		2		4	
	J.	M.	J.	M.	J.	M.	J.	M.	J.	M.	J.	M.	J.	M.	J.	M.	J.	M.
0 Jahre älter	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5 „ „	2	3	2	0	1	10	2	3	2	0	1	9	2	2	2	0	1	9
10 „ „	3	11	3	6	3	2	3	11	3	6	3	1	3	10	3	5	3	0
15 „ „	5	2	4	8	4	1	5	1	4	6	4	0	5	0	4	5	3	10
20 „ „	6	1	5	5	4	9	5	11	5	3	4	7	5	9	5	1	4	5
5 „ jünger	2	3	2	5	2	8	2	3	2	5	2	8	2	2	2	5	2	8
10 „ „	3	11	4	4	4	9	3	11	4	4	4	9	3	10	4	3	4	9

Nur in den Fällen, wo der Mann und die Frau gleichalterig, sind die neuen Sterblichkeitstafeln genau zu benützen. Ist der Mann älter, wird die Beibehaltung der alten Statusjahre eine Verminderung der beabsichtigten Veränderung in den Verbindungsrenten bewirken, ist der Mann dagegen jünger, eine Erhöhung zur Folge haben. Da der Mann in der Regel der ältere ist, wird man daher für diejenigen Teile vom Passiv und Aktiv, die von der Verbindungsrente abhängen, kaum die volle Wirkung der Veränderung erzielen. Dieses gilt indessen nur für den alten Bestand, für die neu hinzukommenden Personen müßte man selbstverständlich die richtigen Statusjahre ausrechnen, so daß sie den neuen Sterblichkeitstafeln entsprechen.

Das Gesagte läßt sich am besten durch ein Beispiel illustrieren. Nehmen wir an, daß wir ursprünglich einen Satz Sterblichkeitstafeln haben, für welche $k = 2$, während die übrigen Konstanten in der Mannes- und Frauentafel gleich sind. Die Sterblichkeitstafel für den Mann paßt also ganz zur Sterblichkeitstafel für die Frau, welche 2 Jahre älter ist. Nehmen wir ferner an, daß wir den Übergang zu einem Satz neuer Tafeln machen, für welche $k = 4$ und die übrigen Konstanten ganz wie bisher. Dieses will also sagen, daß keine Veränderung mit der Frauentafel vorgenommen wird, während die Sterblichkeit der Männer jetzt der Sterblichkeit einer 4 Jahre älteren Frau entspricht. In dieser Veranlassung müßten die Statusalter für solche Versicherungen erhöht werden, wo der Mann der ältere ist. Ist der Mann 5 Jahre älter, müßte eine Erhöhung von 2 Monaten vorgenommen werden, ist er 15 Jahre älter, dann eine Erhöhung von 7 Monaten u. s. w. Ist der Mann dagegen jünger, müßten die Statusalter vermindert werden. Für den ganzen Bestand alles in allem können wir vielleicht annehmen, daß durchschnittlich eine Erhöhung der Statusalter von 2 Monaten zu erfolgen hat. Werden daher auch, wo die neuen Sterblichkeitstafeln in Betracht kommen, die alten Statusalter benützt, wird demnach in Zukunft mit Altern gerechnet, die sowohl für die Männer als auch für die Frauen um 2 Monate zu niedrig sind. Hinsichtlich der Verbindungsrenten ist die beabsichtigte Erhöhung in der Sterblichkeit des Mannes von 2 Jahren also nur durch eine gleichzeitige Verminderung von 2 Monaten sowohl des Alters des Mannes als auch der Frau erreicht worden, demnach eine Erhöhung von 1 Jahre und 10 Monaten für den Mann und eine Verminderung von 2 Monaten für die Frau, oder einer unveränderten Frauensterblichkeit entsprechend nahezu eine Erhöhung von 1 Jahr 8 Monaten in der Sterblichkeit des Mannes anstatt der beabsichtigten Erhöhung von 2 Jahren.

Beim Übergang zu Tafeln mit niedrigerer Sterblichkeit, also

beispielsweise Veränderung von $k=2$ zu $k=0$, wird man aus der aufgeführten Tabelle über t ersehen, daß es dementsprechend ausfallen wird. Behält man die alten Statusalter, werden für den alten Bestand die neuen Verbindungsrenten nicht einer Verminderung in der Sterblichkeit des Mannes von 2 Jahren, sondern nur einer solchen von ungefähr 1 Jahre 8 Monaten entsprechen.

Sollte jemand trotzdem der Ansicht sein, daß man auf diese Weise ziemlich weit sich von dem erstrebten Ziele entfernt, wird es übrigens ein leichtes sein, diesem abzuhelpen. Dem aufgeführten Beispiel entsprechend, kann man nämlich für den alten Bestand eine Tabelle über a_{ww} benützen, die anstatt dem wirklichen Alter $+6$ Monaten zu entsprechen, in der Weise interpoliert ist, daß sie hinsichtlich der beiden angeführten Beispiele wirklichem Alter $+8$ Monaten beziehungsweise wirklichem Alter $+4$ Monaten entspricht. Für die neu hinzukommenden Personen müßte man selbstverständlich, wie bereits zuvor erwähnt, mit den korrekten Statusjahren rechnen, so daß sich der Übergang zu den neuen Sterblichkeitstafeln für diesen Teil des Versicherungsbestandes vollzieht.

Die angegebene Methode ist keine annähernd richtige Methode. Die einzige Voraussetzung, welche gemacht wird, ist eine solche, wie man sie stets bei Lebensversicherungsberechnungen der verschiedensten Art anwendet, und zwar, daß die in einem Jahre Geborenen sich gleichmäßig über das Jahr verteilen, so daß sie am 31. Dezember mit einem Durchschnittsalter, dem wirklichen Alter $+6$ Monaten entsprechend, gerechnet werden können. Auf Statusjahre angewandt, wird diese Abrundung auf das ganze Alter $+6$ Monate indessen zu einem etwas größeren mittleren Fehler als sonst Anlaß geben. Durch Abrundung der in die Verbindungsrente a_{xy} eingehenden Alter x und y auf ganzes Alter $+6$ Monate hat man nämlich eine Chance dafür, daß die beiden Fehler in x und y ganz oder teilweise einander heben, indem das Alter x vielleicht unter und das Alter y über ganzes Alter $+6$ Monate ist. Wird die Verbindungsrente dagegen von a_{ww} aus bestimmt, hat man nicht diese Chance, da die beiden gleichen Alter w unbedingt gleich viel und nach derselben Seite vom Durchschnitt „ganzes Alter $+6$ Monate“ abweichen müssen. Noch deutlicher wird dieses aus den nachfolgenden Bestimmungen des mittleren Fehlers in den verschiedenen Fällen hervorgehen:

I. Durch Abrunden des erreichten Alters auf ganzes Alter $+6$ Monate werden Fehler am Alter gemacht, die zwischen $+1/2$ Jahr und $-1/2$ Jahr liegen. Anstatt des wirklichen Alters x (in Jahr und Monaten) benützt man nämlich ein Alter $x+f$, wo f so gewählt ist, daß $x+f$ gleich einer ganzen Anzahl Jahre $+6$ Monate ist; f kann

alle Werte haben, die zwischen $+1/2$ Jahr und $-1/2$ Jahr liegen und der mittlere Fehler am Alter wird daher bestimmt durch

$$m^2 = \int_{-1/2}^{+1/2} f^2 df = \frac{1}{12} \quad \text{d. h.} \quad m = \sqrt{\frac{1}{12}} = 0.3 \text{ Jahr.}$$

Dieser Fehler am Alter x hat entsprechende Fehler bei μ_x , a_x u. s. w. zur Folge.

II. In entsprechender Weise erhält man Fehler in der Summe zweier Alter, wenn man anstatt der wirklichen Alter x und y die Alter $x + f_1$ und $y + f_2$ anwendet, wo f_1 und f_2 solche Hinzufügungen sind, daß die Alter dadurch ganzes Alter $+6$ Monate werden. Der mittlere Fehler von $x + y + f_1 + f_2$ wird deshalb bestimmt durch

$$m^2 = \frac{1}{12} + \frac{1}{12} \quad \text{d. h.} \quad m = 0.4 \text{ Jahr.}$$

Dieser Fehler von $x + y$ hat entsprechende Fehler auf μ_{xy} , a_{xy} u. s. w. zur Folge.

III. Hat man die Sterblichkeitstafeln nach *Makcham* mit demselben c ausgeglichen, kann die Verbindungsrente a_{xy} als $a_{x-t, x-t}$ bestimmt werden, indem x größer als y angenommen ist und t wird durch Gleichung (5) bestimmt. Will man auch hier die gewöhnliche Altersabrundung vornehmen, muß zum Alter $x - t$ eine Größe f , die zwischen $-1/2$ und $+1/2$ liegt, hinzugefügt werden. Am Alter $x - t + f$ erhält man demnach den mittleren Fehler 0.3 Jahr und an der Summe der beiden Alter, nämlich $2(x - t + f)$, ergibt sich ein mittlerer Fehler von 0.6 Jahr.

Die Genauigkeit, welche man durch Bestimmung der Verbindungsrenten nach Statusjahren erzielt, wird demnach von gleichem Grade wie bei der Bestimmung einzelner Leibrenten, dagegen nicht so groß wie bei der üblichen Bestimmung von Verbindungsrenten. Bei I und III erhält man nämlich einen mittleren Fehler an dem einzelnen Alter von 0.3 Jahr. bei II dagegen nur von 0.2 Jahr. Wie zuvor angedeutet, ist dieses einleuchtend, da man nur bei II die Chance dafür hat, daß ein Fehler am einen Alter sich durch einen entgegengesetzten Fehler am anderen Alter ausgleicht.

Daß der mittlere Fehler durch Anwendung von Statusjahren etwas größer als sonst wird, dürfte indessen kaum ein Grund sein, der Anwendung der vorgebrachten Methode hindernd in den Weg zu treten. Wenn nur eine einigermaßen große Anzahl Versicherungen innerhalb eines jeden Statusjahres gesammelt sind, werden Fehler, aus der ungleichen Verteilung des Materials um das Durchschnittsalter (ganzes Altersjahr $+6$ Monate) resultierend, jedenfalls verschwindend

sein. Eine andere Einwendung, die dagegen mit größerer Berechtigung gemacht werden kann, ist diejenige, daß es sich um keine so geringe Arbeit handelt, welche bei der Bestimmung des Statusjahres für jede Versicherung ausgeführt werden muß. III setzt nämlich ein Ausrechnen des Altersunterschiedes in Jahren und Monaten und dann ein Aufsuchen von t in einer Tabelle voraus, welche als Argument den Altersunterschied ebenfalls in Jahren und Monaten angegeben hat.

Es ist jedoch auch nicht notwendig, dieses schwierige Verfahren zu benützen. Man wird eine etwas leichtere und fast ebenso genaue Bestimmung des Statusjahres auf folgende Weise erhalten: Von dem Altersunterschiede aus, wie dieser in ganzen Jahren durch Subtraktion der Geburtsjahre der beiden Versicherten angegeben wird, ist t aus einer Tabelle zu bestimmen, die als Argument den Altersunterschied nur in ganzen Jahren angegeben hat. Der gefundene Wert für t , in Jahren und Monaten angegeben, wird dann dem Geburtsjahr des Älteren und dem Monate, der zwischen den Geburtsmonaten der beiden Versicherten liegt, hinzuaddiert. Ist z. B. der Mann im Februar 1870 und die Frau im August 1875 geboren und entspricht $n=5$ Jahren $t=2$ Jahren 2 Monaten, muß demnach diese Größe zum Mai 1870 zugelegt werden, so daß sich als Resultat Juli 1872 ergibt.

Ein Ausrechnen mittlerer Fehler dieser neuen Methode entsprechend, ist ein wenig weitläufig und daher hier nicht angegeben, doch wird sie völlig bestätigen, daß die Bestimmung des Statusjahres in dieser Weise fast ebenso genau ist wie die Anwendung der exakten Methode (III). Auch bei dieser neuen Art der Bestimmung des Statusjahres ist keine andere Voraussetzung vorhanden gewesen als diejenige, daß die in einem bestimmten Jahre Geborenen sich gleichmäßig über das Jahr verteilen.

XI. — A₂.

Beiträge zur Frage: Der praktische Wert einer analytischen Sterblichkeitsformel.

Von H. Valentiner, Kopenhagen.

Unter den dänischen Aktuaren sind mehrere sehr bedeutende Theoretiker gewesen, die in hohem Grade die Theorie der Wahrscheinlichkeitslehre und ihre Anwendung auf die Ausgleichung der Sterblichkeitstafeln entwickelt haben. Unter ihnen kann genannt werden *Oppermann*, Professor an der Universität Kopenhagen, gest. 1883, Direktor der „Livrenteanstalten“, und der noch lebende Professor *Thiele*, welche beide selbständige, analytische Sterblichkeitsformeln entwickelt haben. Der erste hat für „Statsanstalten for Livsforsikring“ die noch gebräuchlichen Tafeln ausgearbeitet (1870), im ganzen drei Tafeln: Männer (zwei Tafeln. Versicherte und Versorger), Frauen. Seine Ausgleichungsmethoden werden näher unten besprochen, sie sind sehr fein. Professor *Thiele*, ebenso wie *Oppermann* Professor an der Universität Kopenhagen, wirkt noch als Direktor der Lebensversicherungsgesellschaft Hafnia.

Von den späteren hat sich namentlich *Dr. Gram*, auch Direktor der Lebensversicherungsgesellschaft Hafnia, durch seine verschiedenen wichtigen Aktuararbeiten bekannt gemacht. Von seinen Arbeiten können namentlich zwei Abhandlungen bemerkt werden, welche für unsere Aufgabe hier direkte Bedeutung haben: „Om Udjævning af Dødelighedsagttagelser og *Oppermanns* Dødelighedsformel.“¹⁾ (*Tidsskrift for Math.* 1884, p. 113—139), und „Om *Makehams* Dødelighedsformel og dens Anvendelse paa ikke normale Risikoer“²⁾ i „Aktuaren“, Ab-

¹⁾ Über Ausgleichung von Sterblichkeitsbeobachtungen und die Formel von *Oppermann*.

²⁾ Über *Makehams* Formel und ihre Anwendung auf anormale Risiken.

handlungen von nordischen Aktuaren, herausgegeben 1904 auf Veranlassung des nordischen Lebensversicherungskongresses in Kopenhagen. Die Abhandlung ist von einem deutschen Referat begleitet und gibt unter Anwendung von *Makehams* Formel eine beinahe vollständige Lösung der hier aufgeworfenen Frage. Unter anderen Aktuaren, die zur Lösung dieser Frage beigetragen haben, kann noch genannt werden, *G. F. Steffensen*, Sekretär des dänischen Aufsichtsamts zur Beaufsichtigung privater Lebensversicherungsgesellschaften (*For-sikringsraadet*), der in dem zweiten Bande der Berichte des fünften internationalen Kongresses für Versicherungswissenschaft, Berlin 1906, „Notes on the practical graduation of life insurance tables“ p. 247—262, mittels *Makehams* Formel die Leibrentenwerte, Prämien, Reserven u. s. w. direkt aus den Observationen berechnet. Eigentümlicherweise wird *Makehams* Formel nicht auf die Sterblichkeitsintensität, sondern direkt auf die kontinuierlichen Leibrentenwerte \bar{a}_x angewendet, indem er den Wert $\frac{1}{\bar{a}_x} = \alpha + \beta e^{\gamma x}$ setzt und die Konstanten α , β , γ aus den Observationen ableitet.

Nach dieser Übersicht der in Dänemark gegebenen Beiträge zur Beantwortung der in Rede stehenden Frage, hoffe ich in den folgenden Bemerkungen einen kleinen Beitrag zur Förderung der Lösung zu geben.

Erst muß man dann fragen: Welchen praktischen Nutzen soll eine Dekremententafel der Gesellschaft bringen?

Die Antwort ist einfach genug: sie bildet zusammen mit dem Zinsfuß die Grundlage der Berechnung der Prämien und der Prämienreserve und soll auf diese Weise die Gesellschaft gegen Verlust schützen. Auf der anderen Seite soll sie auch die Versicherten gegen die Zahlung unnötig großer Prämien sichern. Ob die Prämien etwas zu hoch sind, hat aber weniger zu sagen als der entgegengesetzte Fall. Denn im ersten Fall können die Versicherten ihr zu viel gezahltes Geld als Bonus zurückgezahlt erhalten, während im letzten die Sicherheit der Gesellschaft gefährdet wird.

Die Sterblichkeit und der Zinsfuß müssen also so gewählt werden, daß die Gesellschaft immer auf der sicheren Seite sei. Die Sterblichkeit und der Zinsfuß schwanken aber immer etwas. Um sich gegen den Einfluß hievon zu schützen, können die Gesellschaften entweder die Sterblichkeit zu groß und den Zinsfuß zu klein wählen, oder extra Zuschläge zu den Prämien geben. Aus diesen Betrachtungen geht hervor, daß die bräuchlichen Dekremententafeln weder praktisch noch wissenschaftlich bestimmt sind. Es ist wohl zulässig anzunehmen, daß

die Sterblichkeit, oder bestimmter ausgedrückt die Sterblichkeitsintensität, eine kontinuierliche Funktion des Alters sei, aber auch, daß sie keine analytische Funktion sei, das heißt, daß der Verlauf dieser Funktion außer der durch Observation bestimmten Strecke sich gar nicht bestimmen läßt. Wird die Sterblichkeitsintensität graphisch dargestellt, muß es also durch eine kontinuierliche Kurve geschehen. Da sie binnen gewissen Grenzen willkürlich gewählt werden kann, muß man ohnedem womöglich fordern, daß sie von Singularitäten frei sei, also von Maxima, Minima, Wendepunkten, Spitzen, hervorspringenden Punkten befreit sei. Alle Singularitäten wollen nämlich die Interpolation auf einzelnen Stücken der Kurve hindern. Die Kurve, die diesen Forderungen genügt und ohnedem nicht zu fern von den observierten Punkten geht, ist also für den Lebensversicherungsgebrauch die beste. Daß man die Observationen durch Ausgleichung verbessern kann, glaube ich, ist ganz illusorisch, da man gar nicht weiß, was man hier unter Fehlern oder Zufälligkeiten versteht. Eine feine Ausgleichung wird also nur sagen, eine Ausgleichung, die die ausgeglichenen Größen nur sehr wenig von den observierten entfernt, indem sie auf die eine oder die andere Weise die Sterblichkeitsintensität (oder andere Größen, die Funktionen davon sind) als kontinuierliche Funktion des Alters darstellt.

Eine wirklich wissenschaftliche Bestimmung der Sterblichkeitsintensität müsse die Koeffizienten der Funktion, die diese darstellt, als Funktionen der Zeit geben. Ich werde zum Schluß der Abhandlung zeigen, wie sich in einem gegebenen Fall die Sterblichkeitsintensität mit der Zeit ändert.

Für den Lebensversicherungstechniker ist es für die Berechnung der Prämien und der Prämienreserven ganz gleichgültig, wie seine Dekremententafel hervorgekommen ist, ob durch Annahme einer analytischen Funktion, durch mechanische oder graphische Ausgleichung, wenn sie nur den oben geforderten Forderungen genügt. Inzwischen bietet doch die Darstellung der Sterblichkeit durch eine analytische Formel unter gewissen Voraussetzungen bedeutende Vorteile, namentlich wenn die abgeleiteten Zahlen, die diskontierten Anzahlen der Lebenden, die Leibrenten und die Kapitalwerte direkt aus der gegebenen Formel hergeleitet werden können, insbesondere wenn diese Formel so allgemein ist, daß sie auf alle oder wenigstens alle brauchbaren Alter der normalen Dekremententafel angewendet werden kann. Ferner muß noch gefordert werden, daß die Konstanten der analytischen Sterblichkeitsfunktion mit zulänglicher Genauigkeit einfach bestimmt werden können. In diesem Falle ist es nämlich leicht, Vergleichen unter den finanziellen Resultaten vorzunehmen, zu welchen verschiedene Dekremententafeln führen.

Aller Wahrscheinlichkeit nach ist es das bequemste μ_x , die Sterblichkeitsintensität, oder $\log p_x$, der natürliche Logarithmus der Wahrscheinlichkeit eines x -jährigen noch ein Jahr zu durchleben, als Funktion der Zeit auszudrücken und eine dieser Größen als Grundlage der Ausgleichung zu gebrauchen. Diese Größen variieren nur wenig in dem größten Teil des Lebens und die anderen in den Lebensversicherungsrechnungen vorkommenden Größen sind leicht durch sie zu bestimmen, am wenigsten die kontinuierten Größen. Es sei l_x die Anzahl der lebenden x -jährigen, \bar{a}_x die kontinuierte lebenslängliche Leibrente von der Größe Eins, \bar{A}_x der Kapitalwert einer Größe Eins, bezahlbar bei Tod, dann hat man

$$\mu_x = - \frac{d \log l_x}{d x},$$

und also

$$\log \frac{l_{x+t}}{l_x} = - \int_0^t \mu_{x+t} dt,$$

speziell

$$- \log p_x = \int_0^1 \mu_{x+t} dt.$$

Es sei weiter z der kontinuierte Zinsfuß und $v = \frac{1}{1+i}$, wenn i der Zinsfuß ist. Dann hat man $e^z = v^{-1}$, und

$$D_x = l_x v^x = l_x e^{-z x}$$

$$- \frac{d \log D_x}{d x} = \mu_x + z,$$

$$\frac{D_{x+t}}{D_x} = e^{- \int_0^t (\mu_{x+t} + z) dt},$$

daraus wird hergeleitet

$$\bar{a}_x = \int_0^\infty \frac{D_{x+t}}{D_x} d x = \int_0^\infty e^{- \int_0^t (\mu_{x+t} + z) dt} dt$$

$$\bar{A}_x = \int_0^\infty \mu_{x+t} e^{- \int_0^t (\mu_{x+t} + z) dt} dt$$

und, wenn diese Größen nicht lebenslänglich, sondern nur in n Jahren bezahlbar sind.

$${}_n\bar{a}_x = \int_0^n e^{- \int_0^t (\mu_{x+t} + z) dt} dt$$

$${}_n\overline{A}_x = \int_0^n \mu_{x+t} e^{-\int_0^t (\mu_{x+u} + \delta) du} dt.$$

Diese zwei Formeln, die von *Gram* in der oben genannten Abhandlung „Om *Makehams* Formel“ gegeben sind, verknüpfen in vielen Fällen auf einfache Weise die Berechnung der ${}_n\overline{a}_x$ und ${}_n\overline{A}_x$ mit der Funktion μ_{x+t} . Theoretisch sind sie immer verwendbar, wenn μ_x als Funktion von x gegeben ist, ob sie aber praktisch brauchbar sind, hängt vollständig von der Form der Funktion μ_x ab: wenn

$$\int_0^t \mu_{x+u} du = u_{x+t}$$

unter bekannter Form integriert werden kann, hat man

$${}_n\overline{a}_x = \int_0^n e^{-\delta t} \left(1 - u_{x+t} - \frac{(u_{x+t})^2}{2} - \dots \right) dt,$$

und, da μ_x im allgemeinen eine kleine GröÙe ist, wird auch

$$\int_0^t u_{x+u} du$$

im allgemeinen klein sein und die eingeklammerte GröÙe eine schnell konvergierende Reihe sein, von der man nur wenige Glieder mitzunehmen braucht. Es fragt sich dann wieder, ob sich die GröÙen $(u_{x+t})^n e^{-\delta t}$ integrieren lassen, was z. B. der Fall ist, wenn die Funktion μ_x einfach exponentiell oder eine Summe von exponentiellen Funktionen von x , jede mit einer ganzen rationalen Funktion multipliziert. Es werden aber selbst in einfachen Fällen die Rechnungen bald so verwickelt, daß sie praktisch nicht ausführbar sind.

Der Däne Professor *Oppermann*, Professor der deutschen Sprache, hat, wie oben angeführt, im Jahre 1870 die Sterblichkeitstafeln der „Statsanstalten for Livsforsikring“ ausgeglichen nach einer von ihm gefundenen Formel, in der er die Koeffizienten streng nach der Methode der kleinsten Quadrate bestimmt hat. Er (und nicht *Wittstein*) ist also der erste gewesen, der die Ausgleichung einer Sterbetafel nach der Methode der kleinsten Quadrate vorgenommen hat. Seine Formeln und Rechnungsweise hat er niemals veröffentlicht, *Dr. Gram*, der sein Freund gewesen ist, hat aber seine Formel und seine Methode in der oben zitierten Abhandlung „Om Udjævning af Iagttagelser og *Oppermanns* Dødelighedsformel“ (*Tidsskrift for Math.* 1884) publiziert.

Die *Oppermannsche* Formel lautet:

$$\mu_x = (\alpha + \beta x) e^{-\gamma x} + \gamma e^{\delta x}.$$

Die Formel kann beinahe für das ganze Leben gebraucht werden (von dem Alter 18 Jahre bis zum Ende des Lebens). Die Ausgleichungen Professor *Oppermanns* sind ausgezeichnet. Die Konstanten in der Formel werden vorläufig mittels einer Gleichung vierter Ordnung bestimmt und dann wird die Methode der kleinsten Quadrate in Anwendung gebracht. Wie es scheint, kann diese Methode ziemlich allgemein in Anwendung gebracht werden.

Die Tafel „Versicherte Männer“ (Statsanstaltens forsikrede Mænd) ist ganz nach dieser Formel ausgeglichen. *Oppermann* hat gefunden

$$\text{I}^1) \quad \log l_x = [4.026 + 0.010(x-5)] 10^{0.47499 - 0.01056(x-5)} \\ - 10^{7.39114 + 0.03390(x-5)} - 0.11773.$$

Für die Frauentafel gilt die Formel

$$\text{II} \quad -\log p_x = [451 \frac{2}{3} + 100(x-15)] 10^{4.778 - 0.03224(x-15)} \\ + 10^{5.96045 + 0.04291(x-15)},$$

doch nur, wenn $x > 13$. Für $x < 13$ hat *Oppermann* eigentümlich genug

$$\text{III} \quad \log l_x = -[(0.0429080 + 0.001339x) \sqrt{x} - 0.01163985x].$$

Beide Formeln gehören zu denen, für welche $\int \mu_x dx$ explicite gegeben werden kann. Die Formeln sind aber viel zu verwickelt, als daß sie zur Vergleichung verschiedener Dekremententafeln oder gar ihrer finanziellen Resultate leicht anwendbar wären, selbst wenn sie allgemein verwendbar wären.

Eigentümlich genug wollte *Oppermann* eigentlich auch die Sicherheitszuschläge der Nettoprämien nicht als feste Prozente bestimmt haben, sondern als mathematisch berechnete veränderliche Größen nach der Beschaffenheit der Versicherungen. Sein Plan wurde aber als zu verwickelt verworfen.

Thiele hat später vorgeschlagen, als universelles Mittel ähnliche Formeln wie *Oppermanns* Formel III zu verwenden. Er schlägt vor, $\log x$ in eine Reihe von der Form

$$\log l_x = c_0 + c_1 \sqrt{x} + \dots + c_r \sqrt[r]{x} + ba \sqrt{x}$$

zu entwickeln und behauptet, daß für Männertafeln ein exponentielles Glied genügt, während in Frauentafeln mehrere solche Glieder eingehen werden. (Siehe *Thiele*: Det kgl. danske Videnskabernes Selskabs Oversigter 1900. p. 141—142, Aktuaren, herausgegeben von *Gram* 1904. Adjustment of tables of mortality, p. 2—10) Glieder wie

¹⁾ Bei Exponenten, wie 7.39114 ist -10 hinzuzudenken, so daß diese Zahl in der englischen Bezeichnung 7.39114 lauten würde.

ba \sqrt{x} betrachtet *Thiele* als Grenzwerte algebraischer Funktionen mit vielen Gliedern. Nach *Thiele* soll eine Formel von der Form $\sqrt{x} p_x = a + b e^{\sqrt{x}}$ genau so vorteilhaft sein, wie die *Makehamsche* Formel $p_x = a + b e^x$. Seiner Idee folgend, hat *Thiele* die von dem Komitee zur Herstellung einer skandinavischen Sterblichkeitstafel gesammelten Beobachtungen ausgeglichen. Sein Vorgang ist sowohl rechnerisch als graphisch. Die empirischen Formeln, zu welchen er kommt, sind nach \sqrt{x} entwickelt und ungeheuer kompliziert, die Ausgleichungen erfordern eine ungeheure Arbeit. Ebenso wie die vorigen Formeln erfordert die *Wittsteinsche* Formel

$$w_x = a - (M - x)^n + \frac{1}{m} a - (m x)^n$$

wo w die Wahrscheinlichkeit innerhalb Jahresfrist zu sterben bedeutet, eine bedeutende Arbeit zur Konstantenbestimmung. w ist für die meisten Alter nur wenig von p_x verschieden. Wie man sieht, kann man auch hier die *Gramsche* Formel nur schwierig verwenden, da $\int w_x dx$ nicht ausgeführt werden kann.

Unter den brauchbaren analytischen Ausdrücken für die Sterblichkeit ist also die *Makehamsche* Formel die einzige bis jetzt brauchbare, die leicht verwendbar ist.

Von $p_x = a + \beta e^{\gamma x}$ folgt

$$-\log p_x = x + \beta \frac{e^{\gamma} - 1}{\gamma} e^{\gamma x}.$$

Da p_x die Wahrscheinlichkeit eines x -jährigen noch ein Jahr zu durchleben darstellt, gehört die direkte Observation dieser Größe zu den leichtesten, und diese einfache Formel gibt gewiß den leichtesten Ausgangspunkt für eine erste Ausgleichung und Berechnung des finanziellen Resultats einer einigermaßen regelmäßigen Tafel.

Wie Dr. *Gram* gezeigt hat, ist die Formel auch verwendbar für die meisten anormalen Risiken.

Ich werde diese Formel auf ein Beispiel zum Vergleich der Sterblichkeiten, zu verschiedenen Zeiten, der gesamten Bevölkerung in Dänemark verwenden.

In Dänemark werden jedes fünfte Jahr die Bevölkerungsverhältnisse statistisch durch das sogenannte statistische Bureau behandelt und die Ergebnisse veröffentlicht. In den früheren Jahren sind die Sterblichkeitstafeln, die aus diesen Bearbeitungen hervorgehen, ziemlich summarisch behandelt, aber in den letzten drei Veröffentlichungen sind sie ziemlich detailliert behandelt. Die Aufzählungen können kaum genau sein, auch ist die Behandlung des Materials sicher

nicht sehr fein. Da aber das Material groß und alle Altersklassen (mit Ausnahme der allerletzten) gut besetzt sind, während die Behandlung von Seite des Bureaus gleichartig ist, glaube ich, daß sie sich gut dazu eignen, die Änderungen der Sterblichkeiten durch die Jahre zu studieren.

Die benützten Tafeln finden sich in Danmarks Statistik: Statistisk Tabelverk. 4. Serie Ltra A, Nr. 9. 1890—1894. 5. Serie Ltra A, Nr. 2. 1895—1900. 8. Serie Ltra A, Nr. 6, 1901—1905.

Von diesen enthält das erstgenannte Heft eine Dekremententafel, konstruiert aus den Erfahrungen von 1885—1894, das zweite eine aus den Erfahrungen von 1895—1900 (6 Jahre), das dritte eine aus den Erfahrungen von 1901—1905.

Auf diese Tabellen werde ich versuchen die *Makchamsche* Formel der Sterblichkeitsintensität anzuwenden. Daß diese Formel nicht in aller Strenge gilt, ist leicht zu ersehen. Die *Makchamsche* Formel gibt Kurven ohne Singularitäten.

Aber selbst wenn man die erwachsenen Alter betrachtet, gibt es hier Singularitäten. Ich führe hier z. B. die q_x , d. i. die Wahrscheinlichkeit innerhalb Jahresfrist zu sterben, für die Alter 20 bis 30 Jahre für alle drei Tafeln an (Männer, indem ich überhaupt nur die Tafeln für Männer gebrauche).

	q_x		
	1885—1894	1895—1900	1901—1905
20	0.00631	0.00572	0.00426
21	0.00690	0.00604	0.00461
22	0.00717	0.00574	0.00485
23	0.00712	0.00550	0.00502
24	0.00675	0.00555	0.00494
25	0.00640	0.00550	0.00464
26	0.00631	0.00538	0.00453
27	0.00626	0.00536	0.00458
28	0.00624	0.00538	0.00462
29	0.00626	0.00542	0.00479
30	0.00629	0.00557	0.00505

Diese Tafeln zeigen alle drei ein kleines Maximum bei den Jahren 21—23 und ein kleines Minimum bei den Jahren 26—28. Diese Maxima und Minima sind nur klein, da sie aber für alle drei Tafeln wiederkehren, müssen sie wohl einer Realität entsprechen. Weiter sieht man, daß, wenn *Makchams* Formel gilt, die Größen $\text{Log } p_x - \text{Log } p_{x+5}$ eine Differenzenreihe bilden müßten. Um dieses zu betrachten, führe ich die Größen $-\text{Log } p_x$ für jedes fünfte Jahr für die Tafel 1901 bis 1905 an:

	$-\text{Log } p_x$	$\text{Log } p_x - \text{Log } p_{x+5}$	$\text{Log}(\text{Log } p_x - \text{Log } p_{x+5})$
20	0.00185	0.00017	6.2304
25	0.00202	0.00018	6.2553
30	0.00220	0.00044	6.6435
35	0.00264	0.00082	6.9138
40	0.00346	0.00079	6.8976
45	0.00425	0.00135	7.1303
50	0.00560	0.00218	7.3385
55	0.00778	0.00279	7.4456
60	0.01057	0.00577	7.7612
65	0.01634	0.00796	7.9009
70	0.02430	0.01450	8.1614
75	0.03880	0.02030	8.3075
80	0.05910	0.03679	8.5657
85	0.09589	0.06470	8.8109
90	0.16059		

Man sieht wie wenig die letzte Reihe eine Differenzenreihe bildet. Und was von diesem Beispiel gilt, gilt für alle die Tafeln, die ich untersucht habe. Die Frauentafeln zeigen noch größere Unregelmäßigkeiten als die Männertafeln. Doch gibt die *Makehamsche* Formel ein ganz gutes Resultat. Der Forderung des häufigen Wechsels der Zeichen der Differenzen unter den berechneten und den observierten Größen wird wohl nur im geringen Grade genügt, aber man kann eine sehr gute Übereinstimmung erreichen.

Da eine bedeutende Genauigkeit doch nicht erreicht werden kann, habe ich ohne Bedenken die *Gramsche* Methode zur Berechnung der Konstanten benützt, indem ich die Alter 30 Jahre, 50 Jahre und 70 Jahre anwende. Das Verfahren ist nun sehr einfach. Setzt man

$$-\text{Log } p_x = a + \beta 10^{\gamma x}$$

und benützt man die drei Werte $-\text{Log } p_x$, $-\text{Log } p_{x+n}$ und $-\text{Log } p_{x+2n}$, hat man, indem $\beta \cdot 10^{\gamma x} = h$, $10^n \gamma = c$

$$-\text{Log } p_x = a + h$$

$$-\text{Log } p_{x+n} = a + h c$$

$$-\text{Log } p_{x+2n} = a + h c^2.$$

$$\text{Log } p_x - \text{Log } p_{x+n} = h(c - 1)$$

$$\text{Log } p_{x+n} - \text{Log } p_{x+2n} = h(c - 1)c,$$

und also

$$c = \frac{\text{Log } p_{x+n} - \text{Log } p_{x+2n}}{\text{Log } p_x - \text{Log } p_{x+n}}.$$

Hieraus wird c berechnet und man kann nun ganz einfach die Größen a , β , γ berechnen. Nachdem die Rechnung ausgeführt ist,

muß man versuchen, ob auch die so gefundenen Zahlen brauchbar sind. Wie gesagt, habe ich in dem Beispiel immer $x = 30$, $n = 20$ gesetzt. Statt dieser Methode kann man in vielen Fällen die Größen $\log(\log p_x - \log p_{x+5})$ oder ähnliche Differenzen benützen.

Man findet hier die folgenden Formeln ¹⁾

$$\begin{aligned} & 1885-1894 \\ - \log p_x &= 0.00188 + 10^{5.8612 + 0.03565 x}, \\ & 1895-1900 \\ - \log p_x &= 0.00167 + 10^{5.7599 + 0.03730 x}, \\ & 1901-1905 \\ - \log p_x &= 0.00144 + 10^{5.7677 + 0.03702 x}. \end{aligned}$$

Daraus erhält man

$$\begin{aligned} & 1885-1894 \\ - \log p_x &= 0.00433 + 10^{6.2234 + 0.03565 x}, \\ & 1895-1900 \\ - \log p_x &= 0.00385 + 10^{6.1221 + 0.03730 x}, \\ & 1901-1905 \\ - \log p_x &= 0.00332 + 10^{6.1299 + 0.03702 x}. \end{aligned}$$

Aus diesen Formeln bekommt man in den drei Fällen

$$\begin{aligned} \mu_x &= 0.00433 + 10^{6.2052 + 0.03565 x}, \\ \mu_x &= 0.00385 + 10^{6.1032 + 0.03730 x}, \\ \mu_x &= 0.00332 + 10^{6.1111 + 0.03702 x}. \end{aligned}$$

Wie man sieht, differieren sie in dem konstanten Glied mit zirka 0.0005, während das letzte Glied, das *Gompertz*sche Glied, mehr unregelmäßig ist. Die Formeln sind für die Alter zwischen 30 und 70 Jahren brauchbar, die letzte doch von 20 Jahren und können wohl noch bis zum 75. Jahre gebraucht werden. Um das 65. Jahr werden die μ_x in allen drei Fällen fast gleich groß. Im großen und ganzen gibt dieses an, daß im Laufe der Jahre die Sterblichkeitsintensität immer abgenommen hat, wenigstens für die kräftigen Mannesjahre. Für die Kinderjahre gilt (nach den Zahlen des statistischen Bureaus) dasselbe, nur für die Greisenjahre kann man nicht sehen, ob die Sterblichkeitsintensität vermindert ist oder nicht.

¹⁾ Siehe Fußnote auf S. 422.

Für das Jahrfünft 1885—1889 habe ich keine Ausrechnungen gemacht, da die Angaben mir nicht zulänglich dafür schienen. Es scheint aber, daß für dieses Jahrfünft die Sterblichkeitsintensität kleiner als im folgenden Jahrfünft gewesen ist.

Man sieht aus diesen Untersuchungen, wie die Sterblichkeitsintensität sich mit der Zeit ändert und es würde interessant sein, auch ähnliche Untersuchungen für die Versicherten in den Lebensversicherungsanstalten zu tun.

Um auch Beispiele von der Berechnung der Prämien und Leibrentenwerte zu geben, berechne ich nach der angegebenen Formel, für die drei Tafeln, indem $z = 0.03440$, der Zinsfuß $i = 0.035$.

1885—1894	1895—1900	1901—1905
$\bar{a}_{30} = 19.480$	$\bar{a}_{30} = 19.681$	$\bar{a}_{30} = 19.890$
$\bar{a}_{40} = 10.994$	$\bar{a}_{40} = 10.811$	$\bar{a}_{40} = 11.065$
${}_{30}\bar{a}_{30} = 16.791$	${}_{30}\bar{a}_{30} = 16.972$	${}_{30}\bar{a}_{30} = 17.062$

Sie sind berechnet nach *Grams*, in der öfter zitierten Abhandlung über *Makehams* Formel, gegebener Methode. Da diese wohl außerhalb Dänemark wenig bekannt ist, gebe ich hier diese Methode wieder.

Man hat

$$\bar{a}_x = \int_0^{\infty} e^{-\int_0^t (u_x + i + z) dt} dt$$

und also, wenn $u_x = x + 10^{\frac{z}{\gamma}} + \gamma x$

$$\bar{a}_x = \int_0^{\infty} e^{-\left(x + z\right)t + \frac{M}{\gamma} \left(10^{\frac{z}{\gamma} + \gamma x + t} - 10^{\frac{z}{\gamma} + \gamma x}\right)} dt,$$

$M = \text{Log } e$.

Man kann jetzt bei einer linearen Transformation β und γ willkürlich ändern, so daß man leicht $\bar{a}_x (\tau, \beta, \gamma)$ durch $\bar{a}_z (\tau', \beta', \gamma')$, wo $\tau = x + z$, ausdrücken kann, wo β', γ' gegebene, τ', z berechnete Größen sind. Setzt man nämlich

$$z = \lambda x + \xi, \quad \lambda = \frac{\gamma}{\gamma'}, \quad \xi = \frac{\beta - \log \frac{1}{\lambda} - \beta'}{\gamma'}, \quad \tau' = \frac{\tau}{\lambda}$$

und setzt man noch im Integral $t = \frac{t'}{\lambda}$, dann erhält man

$$\bar{a}_x (\tau, \beta, \gamma) = \frac{1}{\lambda} \bar{a}_z (\tau', \beta', \gamma').$$

Hat man also eine Leibrententafel für ein willkürliches β' , γ' und zulänglich viele Werte von σ' und z , kann man durch Transformation und Interpolation jeden Leibrentenwert $\bar{a}_x(\sigma, \beta, \gamma)$ finden. *Gram* hat nun für $\beta' = -4$, $\gamma' = 0.03434 = \frac{M}{10}$, $\sigma' = \frac{s}{10}$ eine solche Tafel berechnet über $\log \bar{a}_x$ für alle Werte von x von 21 bis 70 und alle Werte von s , mit einem Intervall von 0.02, von 0 bis 1.

Diese Tafel genügt für alle praktischen Zwecke. Und man kann wie *Gram* sagt, diese Tafel als Universaltafel brauchen, indem *Gram* noch gezeigt hat, wie man die Tafel verwenden kann, wenn s außer den in der Tafel gegebenen Grenzen liegen sollte.

Die Prämien können natürlich leicht berechnet werden, so hat man die kontinuierte Prämie für ein Kapital 100, bezahlbar bei Tod oder spätestens bei dem 60. Jahr

1889—1894

1895—1900

1901—1905

2.516

2.452

2.421

Aus den vorigen Betrachtungen geht hervor, daß eigentlich die Koeffizienten jeder analytischen Sterblichkeitsfunktion eine Funktion der Zeit sein muß.

Ich bemerke noch, daß, wie bekannt, *Lidstone* die *Makehamsche* Sterblichkeitsformel zu anderen Zwecken verwendet hat.

Zuletzt werde ich noch daran erinnern, daß die Sterblichkeits tafeln immer mit Hilfe ungeheuer großer Zahlen konstruiert sind, daß man aber bei den Gesellschaften mit begrenzten Zahlen rechnen muß.

Ich glaube, daß man diesen Umstand zu wenig berücksichtigt und, daß man sich begnügt, theoretisch die Abweichungen zu berechnen, was nicht ausreicht, statt empirisch festzustellen, wie groß diese werden können, z. B. für jedes Tausend.

XI. — B.

Welche Vorteile kann die Annahme einer analytischen Funktion für die Absterbeordnung in technischer Beziehung bieten?

Von Dr. **Julius Graf**, Triest.

Als im 17. Jahrhundert Bestrebungen hervortraten, Untersuchungen über den Verlauf der menschlichen Sterblichkeit anzustellen, da drängte sich allen denjenigen, die sich mit diesem Probleme befaßten, fast mit zwingender Kraft die Anschauung auf, daß dem Verlaufe des menschlichen Sterbens irgendeine Gesetzmäßigkeit zugrunde liegen müsse.

Die einen trachteten, diese Gesetzmäßigkeit auf dem Wege des Sammelns statistischer Daten zu finden, die anderen schlugen den entgegengesetzten Weg ein und stellten ein analytisches Gesetz auf, dessen Richtigkeit sie aus der Erfahrung zu erweisen trachteten.

Seit diesen ersten Untersuchungen sind mehr als zwei Jahrhunderte verflossen und noch ist die Frage offen:

Welche Vorteile bietet die Annahme einer analytischen Funktion gegenüber reinen statistischen Beobachtungen?

Die Vorteile sind in erster Linie psychologischer Natur, denn die Aufstellung einer analytischen Funktion ist ein guter Leitfaden.

Der Mangel an zureichenden statistischen Daten hätte es in der ersten Zeit, da Sterbensuntersuchungen angestellt worden sind, fast unmöglich gemacht, auf richtiger Bahn vorwärts zu schreiten; es hätten Verirrungen, sei es in der Stellung des Problems, sei es in der Wahl des Weges, eintreten müssen.

Die Aufstellung einer analytischen Formel hat vor solchen Verirrungen bewahrt und wenn auch alle aufgestellten Funktionalgleichungen als mehr oder minder unvollkommen bezeichnet werden

müssen, so haben sie doch in ihrer Weise dazu beigetragen, die Theorie der Absterbeordnungen zu fördern und die Technik der Anwendungen zu ermöglichen.

Unter den analytischen Funktionen, die unser besonderes Interesse beanspruchen, ist es in erster Linie die *Gompertz-Makehamsche* Formel und ich beschränke mich im nachfolgenden darauf, an dieser Formel zu erläutern, welche Vorteile dem Versicherungstechniker erwachsen, wenn der Verlauf der Absterbeordnung in der Weise definiert ist, daß die Anzahl der Lebenden durch eine analytische Funktion, die vom Alter x als einziger Variablen abhängt, dargestellt ist.

Die *Gompertz-Makehamsche* Formel bringt die Anzahl der Lebenden bekanntlich durch:

$$l_x = k s^x g^{c^x} \dots \dots \dots \text{Gl. 1)}$$

zum Ausdruck.

Wenn von der willkürlichen Konstanten k vorläufig abgesehen wird, so handelt es sich bei jeder Sterbetafel bloß um die Bestimmung von s , g und c , nach deren Feststellung die Kurve der Lebenden eindeutig bestimmt ist.

Es ist selbstverständlich, daß durch die Bestimmung der Kurve der Lebenden auch gleichzeitig die Überlebenswahrscheinlichkeiten, die Leibrentenwerte und schließlich alle übrigen Versicherungswerte mitbestimmt sind.

Es entsteht nun die Frage, ob diese Versicherungswerte in solcher Abhängigkeit zur Kurve der Lebenden stehen, daß deren gegenseitige Beziehungen schon a priori erkannt werden können.

Um zu dieser Erkenntnis zu gelangen, bedarf es besonderer Untersuchungen. Im nachfolgenden will ich es versuchen, einige Darstellungen in dieser Richtung zu geben.

Aus der Gleichung 1) folgt, daß, wenn die Überlebenswahrscheinlichkeit für das Alter x mit p_x bezeichnet wird,

$$\log p_x = \log s + c^x (c - 1) \log g \dots \dots \dots \text{Gl. 2)}$$

ist.

Da für jede Sterbetafel bei unendlichem Wachstum von x

$$\lim \log p_x = -\infty$$

werden muß, so folgt aus Gl. 2), daß bei allen Mortalitätstafeln, die nach der *Makehamschen* Formel entworfen sind,

die Konstante c stets größer als 1,

die Konstante g stets kleiner als 1

sein muß, während

die Konstante s größer, kleiner oder gleich 1

sein kann.

Vergleicht man zwei Sterbetafeln $\Phi(1)$ und $\Phi(2)$, die nach der *Makehamschen* Formel entworfen (beziehungsweise ausgeglichen) sind, untereinander und zieht vorerst den einfachsten Fall in Erwägung, nämlich den, in welchem je zwei der drei Konstanten in beiden übereinstimmen, so ergeben sich drei Unterfälle, deren jeder eine besondere Untersuchung erheischt:

- α) die beiden Konstanten s und g sind einander gleich,
die Konstanten c sind verschieden;
- β) die beiden Konstanten s und c sind untereinander gleich,
die Konstanten g sind verschieden;
- γ) die beiden Konstanten g und c sind untereinander gleich,
die Konstanten s sind verschieden.

* *

I. Wenn wir im Unterfalle α) die Überlebenswahrscheinlichkeiten des Lebensalters x sowohl für die Tafel $\Phi(1)$ als auch für die Tafel $\Phi(2)$ durch die Konstanten der analytischen Formel für das Sterbengesetz ausdrücken, so erhalten wir, da

$$\begin{aligned}\log p_x &= \log s + c^x (c - 1) \log g \\ \log \bar{p}_x &= \log s + \bar{c}^x (\bar{c} - 1) \log g\end{aligned}$$

ist, die Beziehung:

$$\log \frac{\bar{p}_x}{p_x} = \log g \left\{ \bar{c}^x (\bar{c} - 1) - c^x (c - 1) \right\} \quad \text{Gl. 3)}$$

Unter der Annahme:

$$\bar{c} > c \quad \text{Nr. 1.}$$

wird der Klammerausdruck auf der rechten Seite der Gl. 3) positiv und weil $\log g$ stets negativ sein muß, folgt

$$\bar{p}_x < p_x \quad \text{Nr. 2.}$$

In der Sterbetafel $\Phi(2)$, in welcher die Konstante \bar{c} größer als die entsprechende Konstante der Sterbetafel $\Phi(1)$ ist, sind somit die Überlebenswahrscheinlichkeiten für alle Lebensalter kleiner.

Läßt man x in Nr. 2 der Reihe nach die Werte $x, x+1, x+2, \dots, x+n$ annehmen und multipliziert die so erhaltenen Ungleichheiten miteinander, so ergibt sich:

$$\bar{p}_x \cdot \bar{p}_{x+1} \cdot \bar{p}_{x+2} \cdot \dots \cdot \bar{p}_{x+n} < p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} \cdot \dots \cdot p_{x+n} \quad \text{Nr. 3.}$$

Die Produkte auf der rechten und linken Seite der Ungleichheit Nr. 3 bedeuten die Wahrscheinlichkeiten, daß ein x -jähriger die Zeitstrecke n überlebt und es folgt somit aus der Ungleichheit Nr. 3, daß in der Sterbetafel $\Phi(2)$ die Überlebenswahrscheinlichkeiten aller

Lebensalter für alle Zeitstrecken kleiner sind als in der Sterbetafel $\Phi(1)$. In dem besonderen Falle $n = v$, wo

$$p_x \cdot p_{x+1} \cdot \dots \cdot p_{x+v} = \frac{1}{2} \quad \dots \quad \text{Gl. 4)}$$

ist, bedeutet v die wahrscheinliche Lebensdauer eines x -jährigen und diese ist in der Sterbetafel $\Phi(2)$ für alle Lebensalter kleiner als in $\Phi(1)$.

Erteilt man in der Ungleichheit Nr. 2 der unabhängigen Variabeln x der Reihe nach die Werte $x, x+1, \dots$ bis an das Ende der Sterbetafel und bildet die Produkte

$$p_x, p_x \cdot p_{x+1}, p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2}, \dots, p_x \cdot p_{x+1} \cdot \dots \cdot p_{x+n}$$

und die analogen Produkte für die Sterbetafel $\Phi(2)$, so ergibt sich mit Rücksicht auf die Ungleichheit Nr. 3, die für alle einzelnen Produkte gilt, durch die Summierung dieser Produkte, die Beziehung:

$$\bar{p}_x + \bar{p}_x \cdot \bar{p}_{x+1} + \bar{p}_x \cdot \bar{p}_{x+1} \cdot \bar{p}_{x+2} + \dots + \bar{p}_x \cdot \bar{p}_{x+1} \cdot \dots \cdot \bar{p}_{x+n} + \dots \\ < p_x + p_x \cdot p_{x+1} + p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} + \dots + p_x \cdot p_{x+1} \cdot \dots \cdot p_{x+n} + \dots$$

Nr. 4.

Die obigen Ausdrücke bezeichnen, wenn man zu ihnen noch $\frac{1}{2}$ hinzufügt, die mittlere Lebensdauer eines x -jährigen und zwar bedeutet der Ausdruck auf der rechten Seite die mittlere Lebensdauer einer x -jährigen Person laut Sterbetafel $\Phi(1)$ und der Ausdruck auf der linken Seite diejenige laut Sterbetafel $\Phi(2)$. Aus der Ungleichheit Nr. 4 ist daher zu ersehen, daß auch die mittlere Lebensdauer für alle Alter in der Tafel $\Phi(2)$ kleiner ist als in der Sterbetafel $\Phi(1)$.

Ganz ähnlich wie rücksichtlich der wahrscheinlichen und mittleren Lebensdauer verhält sich die Sterbetafel $\Phi(1)$ zur Sterbetafel $\Phi(2)$ rücksichtlich der Werte für Leibrenten auf Lebenszeit, vorausgesetzt, daß der Zinsfuß als eine unveränderliche Größe außer Betracht bleibt.

Der Wert der nachschüssigen Leibrente auf das Leben eines x -jährigen kann in der folgenden Weise dargestellt werden:

$$a_x = v p_x + v^2 p_x \cdot p_{x+1} + v^3 p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} + \dots \\ \dots + v^n p_x \cdot p_{x+1} \cdot p_{x+2} \cdot \dots \cdot p_{x+n} + \dots \quad \text{Gl. 5)}$$

Bildet man die laut Gl. 5) erforderlichen Einzelwerte sowohl für die Sterbetafel $\Phi(1)$ als auch für $\Phi(2)$ und hält sich stets die Ungleichheitsbeziehungen, die aus Nr. 4 fließen, vor Augen, so ergibt sich ohne Schwierigkeiten:

$$\bar{a}_x < a_x \quad \text{Nr. 6}$$

wobei \bar{a}_x die Leibrentenwerte nach der Sterbetafel $\Phi(2)$, a_x hingegen diejenigen für die Sterbetafel $\Phi(1)$ bedeuten.

Allein dieses Verhältnis gilt nicht bloß für die Leibrentenwerte auf die Lebenszeit. Bricht man in Gl. 5) an irgend einer Stelle, z. B. beim n -ten Gliede ab und setzt die erhaltene Summe der ersten n -Glieder auf der linken Seite in Beziehung zu der der ersten n Glieder, die aus der Sterbetafel $\Phi(2)$ hergeleitet sind, so ergibt sich:

$${}_n\bar{a}_x < {}_n'a_x \quad \text{Nr. 7}$$

worin ${}_n\bar{a}_x$ und ${}_n'a_x$ die Werte für die temporären Leibrenten von der Dauer n für die beiden Sterbetafeln bedeuten.

Läßt man hingegen in der Gl. 5) die ersten Glieder beiseite und bildet bloß die Summe vom $n+1$ Gliede angefangen, so erhält man, wenn man die Summierung bis zum Ende der Sterbetafel erstreckt, den Wert einer auf n Jahre aufgeschobenen (nachsüssigen) Leibrente, der nach dem Vorhergesagten in der Sterbetafel $\Phi(2)$ kleiner sein muß als in der Tafel $\Phi(1)$.

Die dargelegten Beziehungen gelten daher für die Leibrentenwerte auf Lebenszeit, für die Werte der kurzen (temporären) Leibrenten und schließlich auch für die Werte der aufgeschobenen Leibrenten, was immer x (das Alter) und n (die Dauer des Rentenbezuges beziehungsweise die Aufschubsfrist) bedeuten mag.

Es ist ohneweiters einleuchtend und es bedarf nicht erst einer besonderen Beweisführung, daß diese Beziehungen auch für die Werte von Leibrenten, die auf n Jahre aufgeschoben sind und die gleichzeitig durch m Jahre währen sollen (aufgeschobene temporäre Leibrenten), Geltung besitzen müssen. Geht man jetzt auf den Grenzfall

$$m = 1$$

über, so betrifft dieser die Versicherung eines nach n Jahren fälligen Kapitals, das bloß im Erlebensfalle des Versicherten zahlbar ist, also eine Erlebensversicherung zur Einmalprämie.

Es ist somit klar, daß auch die Einmalprämien für Erlebensversicherungen, die aus der Sterbetafel $\Phi(2)$ abgeleitet werden, für alle Lebensalter und alle Aufschubsfristen kleiner sind als die entsprechenden Einmalprämien, die der Sterbetafel $\Phi(1)$ entnommen werden.

Bei den Erlebensversicherungen zu jährlicher Prämie ergibt sich kein zwingender Zusammenhang zwischen den beiden in Betracht gezogenen Sterbetafeln. Bedeutet nämlich $P_x \frac{1}{n}$ die jährliche Prämie für eine mit n Jahren befristete Erlebensversicherung, ${}_nE_x$ die zugehörige Einmalprämie, so ist für die Sterbetafel $\Phi(1)$:

$$P_x \frac{1}{n} = \frac{{}_nE_x}{{}_n\bar{a}_x} \quad \text{Gl. 6)}$$

und für die Sterbetafel $\Phi(2)$:

$$\bar{P}_x \frac{1}{n} = \frac{{}_n\bar{E}_x}{{}_n\bar{a}_x} \dots \dots \dots \text{Gl. 7)}$$

Das gegenseitige Verhältnis dieser beiden Prämien läßt sich nicht bestimmen, da der Zähler des Bruches, der $P_x \frac{1}{n}$ darstellt (Gl. 6), größer ist als derjenige, durch welchen $\bar{P}_x \frac{1}{n}$ ausgedrückt wird, (Gl. 7); anderseits ist aber auch der Nenner von $P_x \frac{1}{n}$ größer als derjenige von $\bar{P}_x \frac{1}{n}$, so daß also das gegenseitige Verhältnis der betreffenden Quotienten unbestimmt ist.

Es bedürfte besonderer Nachforschungen darüber, um wieviel ${}_n\bar{E}_x$ größer als ${}_nE_x$ ist und in welchem Verhältnis dieser Unterschied zu dem Unterschiede der Werte für die beiden temporären Leibrenten ${}_n\bar{a}_x$ und ${}_na_x$ steht, um rücksichtlich des Verhältnisses der beiden Jahresprämien zu einem sicheren Schluß zu gelangen. Augensichtlich wird $P_x \frac{1}{n}$ immer größer als $\bar{P}_x \frac{1}{n}$ bleiben, solange n klein ist; bei wachsendem n nimmt der Unterschied zwischen den Leibrentenwerten (${}_n\bar{a}_x$ und ${}_na_x$) immer zu und er wird dann dafür ausschlaggebend, daß $\bar{P}_x \frac{1}{n}$ größer als $P_x \frac{1}{n}$ wird. Auch das Lebensalter x kommt hier in Betracht, da nicht für alle Lebensalter die Quotienten $\frac{{}_n\bar{E}_x}{{}_n\bar{a}_x}$ beziehungsweise $\frac{{}_n\bar{E}_x}{{}_n\bar{a}_x}$ das gleiche Verhalten bei wachsender Dauer zeigen.

Es würde über den Rahmen des gegenwärtigen Themas hinausgehen, eingehendere Untersuchungen über diese Verhältnisse anzustellen. An dieser Stelle mag es genügen, die Erkenntnis gewonnen zu haben, daß für Versicherungen auf den Erlebensfall die Jahresprämien zeitweilig in der Sterbetafel $\Phi(1)$, zeitweilig in der Sterbetafel $\Phi(2)$ größer sind.

Dagegen ergibt sich bei Todesfallversicherungen auf Lebenszeit die Möglichkeit eines zuverlässigen Schlusses über das Verhältnis der einmaligen und der jährlichen Prämien in den beiden Sterbetafeln.

Aus der Beziehung

$$A_x = 1 - (1 - v)a_x \dots \dots \dots \text{Gl. 8)}$$

folgt, daß die Einmalprämien einer Versicherung auf den Todesfall in derjenigen Sterbetafel größer sind, in welcher der Wert der Leibrente kleiner ist. Da, wie früher nachgewiesen wurde, das letztere bei der Tafel $\Phi(2)$ die auf dem größeren c -Werte aufgebaut ist, der Fall ist, so gelangen wir zu dem Schlusse, daß für diese Tafel die Ablebensversicherung auf Lebenszeit einen höheren Barwert als in $\Phi(1)$ besitzt.

In gleicher Weise verhält es sich mit der Jahresprämie für eine lebenslängliche Todesfallversicherung; aus der Beziehung

$$P_x = \frac{1}{a_x} - (1 - v) \dots \dots \dots \text{Gl. 9)}$$

geht diese Übereinstimmung ohneweiters hervor.

Dieselben Beziehungen zwischen den Werten beider Sterbetafeln obwalten auch rücksichtlich der gemischten Versicherungen (Versicherungen auf den Erlebens- und Ablebensfall), da die Formeln laut Gl. 8) und Gl. 9) auch für diese Versicherungsart Geltung besitzen, soferne an Stelle von \bar{a}_x beziehungsweise a_x die vorschüssigen temporären Leibrenten ${}_1\bar{a}_x$ beziehungsweise ${}_1a_x$ treten. Da auch für die temporären Leibrenten die gleichen Größenverhältnisse wie für die lebenslänglichen Leibrenten in den beiden Sterbetafeln bestehen, so ändert sich an den früheren Schlußfolgerungen nichts.

* * *

II. Wir gehen nunmehr zum zweiten Unterfall β) über, in welchem die beiden Konstanten s und c übereinstimmen, während die Konstante g in der Sterbetafel $\Phi(2)$ den Wert \bar{g} annimmt.

Greifen wir auf die Gleichungen zurück, die dem Logarithmus der Überlebenswahrscheinlichkeiten durch die Konstanten definieren, so haben wir jetzt die Beziehungen:

$$\begin{aligned} \log p_x &= \log s + c^x (c - 1) \log g \\ \log \bar{p}_x &= \log s + c^x (c - 1) \log \bar{g} \end{aligned}$$

und es ist daher:

$$\log \frac{\bar{p}_x}{p_x} = c^x (c - 1) \{ \log \bar{g} - \log g \} \dots \dots \text{Gl. 10)}$$

Da sowohl $\log g$ als auch $\log \bar{g}$ negativ sind, so wird $\frac{\bar{p}_x}{p_x}$ kleiner als 1, wenn \bar{g} kleiner als g ist.

Wir haben also rücksichtlich der Konstanten g den entgegengesetzten Fall als früher; dem größeren \bar{g} entsprechen die größeren Überlebenswahrscheinlichkeiten. Alle Schlüsse, die sich im Abschnitte I für die Sterbetafel $\Phi(2)$ ergaben, haben nun für die Sterbetafel $\Phi(1)$ — deren g -Konstante den kleineren Wert hat — Geltung; allein sonst ändert sich nichts und alle Beziehungen, die vorhin für die verschiedenen Leibrenten- und Versicherungswerte der Sterbetafel $\Phi(2)$ dargelegt worden sind, finden im vorliegenden Falle auf die Sterbetafeln $\Phi(1)$ volle Anwendung.

* * *

III. Wenn wir den dritten Unterfall γ) in Erwägung ziehen, so müssen wir die beiden Konstanten g und c als übereinstimmend betrachten, hingegen annehmen, daß die Konstante s in der Sterbetafel $\Phi(1)$ verschieden von der Konstanten \bar{s} der Tafel $\Phi(2)$ sei.

In diesem Falle drücken sich die Beziehungen der Überlebenswahrscheinlichkeiten beider Sterbetafeln in sehr einfacher Weise aus:

$$\bar{p}_x = H p_x \dots\dots\dots \text{Gl. 11)}$$

wobei H das Verhältnis $\bar{s} : s$ darstellt. Ist H größer als 1, was zutrifft, wenn \bar{s} größer als s ist, so sind also alle Überlebenswahrscheinlichkeiten der Tafel $\Phi(2)$ größer als diejenigen der Tafel $\Phi(1)$.

Die Konstante s verhält sich somit rücksichtlich ihres Einflusses auf die Überlebenswahrscheinlichkeiten, auf die wahrscheinliche und mittlere Lebensdauer, auf die Leibrenten und übrigen Versicherungswerte analog wie die Konstante g und entgegengesetzt wie die Konstante c .

* *

IV. Aus den obigen Darlegungen ist zu ersehen, daß eine für die Absterbeordnung gutgewählte analytische Funktion (wie es die *Makehamsche* Formel ist) uns in die Lage versetzt, den inneren Zusammenhang zwischen Absterbeordnung und Versicherungswerten zu erkennen und aus den Veränderungen in den Konstanten der Funktionalgleichung zuverlässige Schlüsse auf die Veränderungen der Versicherungswerte zu ziehen.

Diesen Vorteil können statistische Daten, sie mögen mit noch so großer Umsicht gesammelt und noch so sorgfältig registriert sein, nicht bieten.

Selbst graphische Darstellungen, welche zeitweilig von Statistikern benützt werden, um das Bild des Sterbeverlaufes klarer vor Augen zu führen, können, wenn überhaupt ein graphisches Bild eine Übersicht rücksichtlich des inneren Zusammenhanges zu bieten vermöchte, immer nur einzelne Teile, wie die Überlebenswahrscheinlichkeiten, die wahrscheinliche, beziehungsweise die mittlere Lebensdauer, die Leibrenten u. s. f. zur Darstellung bringen, keineswegs aber die Erfassung der gegenseitigen Beziehungen ermöglichen.

Die analytische Funktion für die Absterbeordnung bringt uns somit ungefähr die Vorteile, welche die analytische Geometrie gegenüber der planimetrischen oder trigonometrischen Geometrie bietet. Die analytische Geometrie versetzt uns in die Lage, an Kurven oder Flächen deren besonderen Eigenschaften aus der Definitionsgleichung selbst zu erkennen und in ähnlicher Weise liefert uns die analytische

Funktion für die Absterbeordnung ein Mittel, um die Besonderheiten des Verlaufes einer Sterbetafel aus der Funktionalgleichung beziehungsweise aus den Größenbeziehungen ihrer Konstanten zu erkennen.

* * *

V. Wird angenommen, daß die Konstanten der Sterbetafel $\Phi(1)$ s , g und c die wahren Werte darstellen, die ihnen bei vollkommen genauer Verwendung gegebener Beobachtungsdaten zukommen würden und daß die Konstanten \bar{s} , \bar{g} und \bar{c} der Sterbetafel $\Phi(2)$ hingegen die durch den Ausgleichungsvorgang erlangten Werte der Konstanten bedeuten, so besitzen wir nach den vorangeführten Erörterungen ein passendes Mittel, um die Rückwirkung der Fehler zu erkennen, die der Ausgleichungsvorgang auf die Versicherungswerte ausübt. Wir sind auf diese Art in der Lage, einen Zusammenhang zwischen den mittleren Fehlern in den Konstanten und den mittleren Fehlern in den Versicherungswerten zu schaffen.

Ich halte diesen Vorzug, den die analytische Funktion für die Absterbeordnung uns bietet, für den wichtigsten und möchte nur noch den Gedanken aussprechen, daß wenn einmal die Theorie der Ausgleichung so weit gediehen sein wird, daß wir zu einem einwandfreien Maßstab für die mittleren Fehler bei der Aufsuchung der Ausgleichskonstanten gelangt sein werden — eine Theorie, die mir zur Stunde noch unausgebildet erscheint — daß wir dann auch die Handhaben besitzen werden, um das Risiko, das aus der Ungenauigkeit der Bemessung der Nettoprämien und der Prämienreserve entsteht, zu erforschen.

XI. — C.

A graduation of the British Offices Life Tables (1863—1893).

Endowment Assurances, Males.

By **G. Stoltz**, Stockholm.

In making an investigation into the mortality of assured lives one should, of course, as in all scientific investigations endeavour to avoid preconceived opinions. The results of past experience should certainly be considered when planning an investigation. Although these results may have the appearance of being correct and may have gained the recognition of many, it is very necessary to exercise great caution if the investigator is not to be led astray. First of all one must avoid being influenced by those, who because one is unable to consider thoroughly all the factors having an evident influence upon the mortality, seem to be of the opinion that it is not worth while to try to consider these factors as thoroughly as possible. For it is of great importance in planning an investigation not to exclude the possibility of pursuing the investigation on a line which may later become of actual importance. The investigator ought rather to keep an open mind to examine carefully the material to be observed, its volume and nature, and upon such an examination finally decide as to how the mortality tables should be arranged.

It may reasonably be assumed that those factors which influence mortality can be represented by variables. Mortality could even be expressed by means of analytical functions of these variables if one had but sufficient experience to work upon and the necessary means for the preparation of the material.

The experience which must form the basis upon which we are to construct the mortality tables is, however, always more or less limited. One is therefore compelled to abandon the attempt to make such an extensive group-system which would be desirable if one were

to consider all the factors whose influence upon the mortality has been proved. In planning mortality tables for insurance companies one generally endeavours to find a practical measure by which to predicate the future mortality among assured lives. In the present case we have to deal with material which, even in the future, may in many ways be expected to be analogous in character.¹⁾ Even though it be impossible to construct tables in such a way that for every combination of age at entry, duration, date of issue of policy, trade or profession, country where assured dwells, etc, the value of the probable mortality is especially given, one must, however, try to express the mortality as a function of variables representing as many of these circumstances as possible. Moreover, one must be convinced that for the different combinations of these variables the material is to a certain extent of an analogous nature. If this is the case one can compensate a number of different risks with the same number of average risks and thereby obtain results which are as satisfactory as one can expect, when dealing with a phenomenon of such a complicated nature. When using such a mortality table one must, however, always be careful not to allow oneself to be misled and to transfer the characteristics of one material to another of quite another kind.

That a life assurance company adopts a mortality table based upon the combined experience of several companies, without further ado, must always be regarded with a certain amount of apprehension. As a rule the company has no other means to determine whether its own material is analogous with that of several other companies than to test the common mortality tables upon the company's own material. One ought then to find out whether differences in the clientele, in business practice, in the medical selection, in the division of the company's work from a geographical point of view ²⁾ etc. require alterations to be made in the common mortality tables. Besides this the company must, of course, investigate whether alterations in its own working-methods and sphere of activity necessitate changes in its mortality tables. This could more easily be effected as the company's own experience is always at the disposal of the investigator. Even if a small but homogeneous material be considered more valuable than a great and less homogeneous one, the preparation of several companies combined experience must, in any case, be of great importance. This is especially the case when the number of the companies is so very great, as in the

¹⁾ Compare the papers by *G. Höckner* in *Zeitschrift für die gesamte Versicherungs-Wissenschaft*, Vol. VIII, pages 50, 53, 91.

²⁾ Even if the companies are operating in the very same district, their activity within that district may be pursued in quite a different way.

British investigation of 1863—1893, because the different companies obtain an average measure for the mortality, by means of which one can advantageously test the results which may be taken from one's own experience. Many characteristics of a company's mortality which only depend upon a temporary combination of the material should in such a way be discovered. It should be possible to study more satisfactorily the influence of the age at entry, the duration, the date of issue, besides certain other points, as, for instance, the class of assurance, with the assistance of the experience of several companies than merely by relying upon the experience of one single office.

In Sweden where the companies are at present engaged in investigating their joint experience, and where circumstances will always compel their experience to be rather limited, the British investigation has, of course, claimed the special attention of insurance men. The present writer has studied with the greatest interest the British tables, because he considers them exceptionally suitable for such a test of results gained by one's own experience to which reference has already been made.

In this connection the writer also directed his attention to the Endowment Assurance Experience. The number exposed to risk and the number of deaths are not so very great but still quite sufficient upon which to construct reliable mortality tables. As the writer had no adjusted tables at his disposal, he decided to make a graduation, especially as he hoped thereby to have the opportunity of testing such methods as are suitable when one has to construct mortality tables based upon less voluminous material, besides which as this part of the great mortality investigation also bears witness to the ability and experience which always characterize the work of British actuaries, it certainly deserves to be studied as much as possible.

Certain can most certainly be made to the manner objections in which the material has been arranged. The most significant seems to be the following, which not only refers to the arrangement of the Endowment Assurance Experience but also to the way in which tables for the other classes of assurance are made up. The unadjusted tables are not constructed in such a way as to enable one to make a correct estimate of the effect of the date of issue. The division which has been made in "New" and "Old" Assurances is not suitable for this object. If we take an age at entry of x concerning "New" Assurances, in the calculation of $q_{[x]+0}$ the observations of 1863 to 1893 are used as a basis. Likewise in calculating $q_{[x]+1}$ the observations from the period 1864—1893 &c. In calculating $q_{[x]+29}$ we have finally the observations from the years 1892—1893. In case:

$$t_1 < t_2,$$

thus the value of $q_{[x]+t_1}$ is based upon material which is partly older than that upon which $q_{[x]+t_2}$ is based. The alterations which the general mortality of the United Kingdom has undergone during the years 1863—1893 have thus in calculating the series $q_{[x]+0}$, $q_{[x]+1}$, $q_{[x]+2}$,, $q_{[x]+29}$ an influence which cannot be doubted, but at the same time which cannot be exactly estimated.

On the other hand regarding "Old" Assurances we have in the calculation of $q_{[x]+0}$ no material at all, in calculating $q_{[x]+1}$ observations from 1863—1864, and in calculating $q_{[x]+2}$ observations from 1863—1865 &c. Thus the influence of the change in the general mortality cannot even here be exactly decided. Regarding the Combined "Old" and "New" Assurances the above-mentioned statement holds good. That is to say, thirty years is altogether too long a period for the observations made during that time to form a basis for a mortality investigation, by means of which it is desired to obtain tables as accurate as possible giving the mortality as a function of age at entry and years of assurance. If one wishes to avoid the dependance of the mortality upon date of issue having an evidently perturbing influence, one must choose shorter periods than thirty years; for instance five or at the highest ten years. The very best arrangement would certainly be to collect the material for a long period and arrange it in such a way that the mortality could thereby be obtained as a function of age at entry and years of assurance as well as date of issue. Regarding the Endowment Assurances the material is rather small for adopting such a course, but such is not the case with the Whole-life Assurances. In the latter case the material could certainly have been arranged so that one could have had the opportunity of allowing the effect of date of issue when making the graduation. It would then have been easier to judge to what extent the lower mortality of the Endowment Assurances depends upon the assurances in this instance being, on the whole, of younger date than the Wholelife Assurances.

Although one is unable to obtain reliable knowledge regarding the latter point still, however, the Endowment Assurance Experience seems to the writer to be of great interest, and therefore he has made his graduation of it.

One point ought always to be clear when criticising the manner in which the great British investigation was arranged, namely that it is chiefly through this investigation that the knowledge of certain characteristics of mortality has been gained which is necessary for

the arranging of an investigation by means of which these characteristics could be more minutely examined.

In the making of this graduation the Unadjusted Data derived from the Combined "Old" and "New" Assurances, Males has been taken as a basis.

A small portion of this material has been excluded. $E_{[x]+t}$ and $\Theta_{[x]+t}$ have namely been included for only such values of x and t , which satisfy the conditions:

$$10 \leq x < 60$$

$$0 \leq t < 40$$

$$10 \leq x + t < 70$$

The total number of deaths has by this means been reduced from 6021 to 6008 and the number exposed to risk from 947753 to 946650. Thus the material has only been reduced to a trifling extent.

As a basis for the graduation *Makehams* formula has been used:

$$q_{[x]+t} = \alpha_t + \beta_t c^{x+t}.$$

The formula is thus used for the Rate of Mortality instead of the Force of Mortality. In this way great simplicity is obtained, and objection can hardly be raised against this manner of proceeding.¹⁾

At first a preparatory adjustment was made of the $O^{[EM]_{10}}$ -table and resulted as follows:

$$\alpha = .002426; \beta = .00015703; \log c = .036623.$$

In order to simplify the calculations

$$\log c = .037$$

was adopted. As Mr. *G. F. Hardy* has shown in a special instance, *Makehams* formula gives for a somewhat modified value of the constant c just about the same agreement between the adjusted and unadjusted values. This is certainly the case in the present instance. In any case the writer found it advisable to take advantage of the simplification which was to be obtained by adopting c as an absolute constant.

In the final adjustment of the $O^{[EM]_{10}}$ -table the Method of Moments was applied and the constants α and β were decided with the aid of the formulae:

¹⁾ Compare *Corneille L. Landré*: „Mathematisch-Technische Kapitel zur Lebensversicherung“, 3rd Edition, page 105.

$$\sum_{x=10}^{69} \Theta_x = \alpha \sum_{x=10}^{69} E_x + \beta \sum_{x=10}^{69} c^x E_x, \quad (1)$$

$$\sum_{n=10}^{69} \sum_{x=n}^{69} \Theta_x = \alpha \sum_{n=10}^{69} \sum_{x=n}^{69} E_x + \beta \sum_{n=10}^{69} \sum_{x=n}^{69} c^x E_x. \quad (2)$$
(A)

The following definitive values of the constants were obtained:

$$\alpha = .00351746; \beta = .00013323; \log c = .037.$$

The next step was to make a graduation of the mortality for each separate year of assurance or for separate groups of years of assurance. In so doing the simultaneous equations (A) were used for each pair of constants α_t and β_t . E_x which denotes the number exposed to risk and Θ_x which denotes the number of deaths, in both cases for an attained age of x , then must be replaced by $E_{[x]+t}$ and $\Theta_{[x]+t}$ which denote the number exposed to risk respectively, the number of deaths for an age at entry of x and a duration of t . In this way table I was formed.

It will be seen from this table that the constants for the separate years of assurance do not form very regular series. This, of course, to a great extent depends upon the fact that the material under observation for the separate years of assurance is rather small. But it also depends upon another point. The limits within which $x+t$ is contained in the present case are not so distant as when dealing with Whole-life Assurances. Thus when the material under observation is contained within a smaller region the system of equations (A) does not lend itself as suitable for an exact determination of each single constant as in the other case.

This, however, implies that the constants need not necessarily be determined singly with such very great exactitude, which is only possible when working upon a very large material. If, for instance, one has deduced a couple of constants for a certain assurance year which lead to rates of mortality which as near as possible agree with the actual values, one can find another couple of constants which in themselves somewhat differ from those already obtained, but which when combined give as a result an agreement almost as good between the expected and actual mortality, as the original constants.

When several years of assurance are grouped together it is easier to see how the constants α_t and β_t vary when t varies. Let us first take β_t . As t grows from 0 to higher values β_t remains at about the same value, but afterwards it begins to increase and increases still more till a point of inflexion is reached between $t = 7$ and

$t = 8$. After reaching this point the growth decreases so that the curve representing β_t may be said to have a tangent when $t = 20$ which is parallel with the axis of t . Any idea of the variation of this constant for $t > 20$ can only be gained with the greatest difficulty because for reasons already mentioned any reliable determination of the constant is, in this case, quite an impossibility. Therefore β_t is supposed to be an absolute constant from and inclusive of $t = 20$. The first step then to be taken was to construct a curve representing β_t . After this curve was drawn the adjusted values, which were obtained by means of the graphic method, formed the basis of a new determination of α_t . There was but little difficulty then in drawing a curve representing α_t . This constant when t grows from 0 to higher values, has initially a very great increase. α_t seems to reach its maximum between $t = 6$ and $t = 7$. Thereupon the constant decreases, and the slower the decrease the greater the value of t . Table II gives an idea of the foregoing although the finally adjusted values of β_t are in this table used as a basis for the determination of α_t , which is done, partly with the help of equation (1) and partly with equation (2). The finally adjusted values of β_t agree, however, very nearly with those obtained by the purely graphic method. It will be seen from table II that α_t possibly decreases still further even after $t = 20$. This constant has, therefore, been supposed to vary with t even up to $t = 30$. It was quite impossible to draw any further conclusions as to how α_t varies. Therefore α_t for $t \geq 30$ has been accepted as an absolute constant. It may be incorrect in principle to do what has been done here, viz; to adopt absolute constant values of α_t and β_t from different values of t . This fact, however, is of very little significance. The chief point of interest for the writer was to endeavour to obtain as smooth a juncture as possible between the curves, which represent the select mortality and the curve which represents the ultimate mortality.

The values obtained by purely graphic means of α_t and β_t could no doubt be taken as a basis for the continuation of the work of completing the adjustment. The writer, however, considered that it was well worth while to try to find analytical functions representing our constants. Still it was no easy task to find such functions. As it was difficult both regarding α_t and β_t to find a function which satisfactorily represented the constant in question within the whole range of t , a way out of the difficulty was found by using different functions in different parts of this region.

After many trials the following preparatory formulae were obtained:

$$\alpha_t = 0.00280 + 0.00152 \varphi(t)$$

where

$$\varphi(t) = \frac{(0.31250t - 0.0244140625t^2)^{0.44+0.14t} - 0.40625}{0.59375}$$

for

$$0 \leq t \leq 6.4,$$

and

$$\varphi(t) = (0.7394866 + 0.08764285t - 0.0083078115t^2 + 0.00015215772t^3)^{1.03-0.108t}$$

for

$$6.4 \leq t \leq 30;$$

$$\beta_t = 0.0000940 + 0.0000460 \psi(t)$$

where

$$\psi(t) = -0.7391304 - 0.02406217t + 0.01682842t^2$$

for

$$0 \leq t \leq 7.9,$$

and

$$\psi(t) = [-0.0064(t - 32.5)(t - 7.5)]^{1.10569-0.04329t}$$

for

$$7.9 \leq t \leq 20.$$

The values of α_t and β_t which were obtained by the aid of these formulae agree exceptionally well with the values which were originally obtained by the graphic method. α_t and β_t may therefore be considered as if they were adjusted in a graphic manner, although in order to avoid irregularities, which always attend such graphic adjustments, the functions have been deduced, the use of which does not alter the character of the adjustment in any other way than that the inconveniences of a graphic adjustment are avoided.

After the functions suitable to represent α_t and β_t were thus obtained the final adjustment was made. With use of the above defined functions $\varphi(t)$ and $\psi(t)$ the formulae:

$$\alpha_t = \alpha' + \alpha'' \varphi(t) \tag{B}$$

and

$$\beta_t = \beta' + \beta'' \psi(t)$$

were employed.

The final values of the four quantities α' , α'' , β' and β'' were obtained by equating to zero:

- (1) The total of the deviations between the actual and expected deaths for all ages at entry and all years of assurance.
- (2) The total of the accumulated deviations when the deviations are arranged according to ages at entry.

- (3) The total of the accumulated deviations when the deviations are arranged according to years of assurance.
- (4) The total of the deviations for all ages at entry, but only for the first three years of assurance.

The following simultaneous equations were obtained:

$$\begin{aligned} 335118 \alpha' - 41287.9 \alpha'' + 5564087 \beta' - 4093344 \beta'' &= 1213 \\ 946650 \alpha' + 387527.6 \alpha'' + 27600170 \beta' - 4373540 \beta'' &= 6008 \\ 19555012 \alpha' - 8078267 \alpha'' + 680666169 \beta' - 85328810 \beta'' &= 134137 \\ 6842202 \alpha' + 3708141.0 \alpha'' + 298328256 \beta' - 184156001 \beta'' &= 61057 \end{aligned}$$

From these equations the following results were derived:

$$\begin{aligned} \alpha' &= .002851306; & \alpha'' &= .001456603; \\ \beta' &= .00009192677; & \beta'' &= .00004736282. \end{aligned}$$

With the aid of these values, α_t and β_t were then calculated and thereby table III was obtained. Then $q_{[x]+t}$ was calculated and seven places of decimals were used so that the proofs of the accuracy of the calculation should be as reliable as could be desired. In table IV the rates of mortality thus obtained are given and without any reduction of the number of decimals. Of course the writer is fully conscious that the last decimal places are, in themselves, of very little importance. He wished, however, to publish the table as it originally appeared. In case the table should become of practical use it is better to postpone the reduction of the number of the figures till one has obtained $l_{[x]+t}$. Tables V and VI contain the checks on the calculations. Table VII shows a comparison between the actual and expected number of deaths. It will be seen from tables V--VII that when the deaths are arranged according to years of assurance they agree better than if arranged according to ages at entry. This certainly depends upon the use of *Makehams* formula, as it is known that this formula does not give such a good comparison for all ages and especially not for the youngest ones. The use of *Makehams* formula, however, simplifies the calculations so much that one is ready to overlook some distortion of the table due to its being employed. The adoption of c as an absolute constant may possibly have such an effect that the agreement cannot be equally satisfactory for all ages. If, on the other hand the actual and expected deaths are arranged according to the years of assurance they agree very well indeed. As far as can be judged this depends upon the fact that such analytical functions which cause necessary derangement of the result, were not used in the adjustment of α_t and β_t , because, as has already been pointed out, the

table of z_t and β_t can practically be regarded as having been obtained by means of a graphic adjustment. The only difference is that on account of the employment of analytical functions the irregularity in the series of values which always accompanies a graphic adjustment is avoided. This is an advantage of inestimable value in all the uses of a table. On the other hand the adjustment has all the advantages of a graphic adjustment. The comparatively small material and lack of assistance have unfortunately hindered the writer from using only such functions which satisfy the exacting claims which one has the right to put forward. He ventures, however, to express the hope that his adjustment will help to some extent to simplify the difficult question as to the usefulness of analytical methods. To agree with Mr. *Georg Höckner* and simply to condemn analytical methods seems to be rather a great exaggeration and one finds it difficult to understand how the celebrated actuary has arrived at such a conclusion. A function which is used in the making of an adjustment should simply be regarded as an instrument, with the help of which one draws a regular curve that takes the place of the broken zig-zag line which is first obtained from the raw material. Of course it is perfectly clear that one ought to choose the function with just as much care as one chooses the instrument for the said purpose. If one does so the analytical adjustment possesses all the advantages of the graphic method, but not its special inconvenience. In short, any method of making adjustments may give excellent results if used with knowledge and sufficient care.

As has been observed the writer, in making his adjustment, has regarded the mortality as a function of both x and t during the first thirty assurance years. Generally one is satisfied to do so during the first ten assurance years at the most. In case one determines upon a period of ten years, during which one desires to estimate properly the influence of the selection, one commences by constructing a mortality table available for the eleventh and the following assurance years. This table is adjusted alone. Thereupon an adjustment of the mortality is made during each of the first ten years. Afterwards an attempt is made, whether one is using a graphic, analytical or any other method, to obtain the mortality as a function of x and t for the first ten assurance years, and also to get as good a juncture as possible between the select mortality thus obtained, and the ultimate mortality. This has been the usual manner of proceeding in most cases when making adjustments of select tables.

The influence of selection is not at all exhausted with the commencement of, for instance, the eleventh year of assurance. Mr.

G. F. Hardy emphasizes this, but has, by means of comparing the curtate duration of life for the same attained age but for different durations, tried to prove that the influence which selection still possesses after the tenth year of assurance is hardly of any importance. The curtate duration of life is also undoubtedly a quantity which is very suitable to use for the object, inasmuch as the investigation of its variation, when the duration of assurance varies, gives a reliable measure of the practical significance that the influence exercised by selection has. The fact, however, that the function $e_{[x-t]+t}$ remains at about the same value for different values of t , is no sign that $q_{[x-t]+t}$ will also remain at about the same value. It will be seen from table VIII that regarding Whole-life Assurances $q_{[x-t]+t}$ also for $t > 10$ undergoes a certain variation when t varies. To gain any idea of this variation by studying the function $e_{[x-t]+t}$ is a very difficult matter, if not impossible. On the other hand one can by means of such a study prove that the variations which $q_{[x-t]+t}$ undergoes for $t > 10$, are not of great practical importance.

In order to avoid the calculations to be made with the aid of a mortality table becoming too troublesome one does not wish to consider the influence of the selection during a very long period. The writer, however, has, in spite of the last-mentioned point, endeavoured to consider it as much as the nature of the material permitted. Therefore, the writer has not for one moment forgotten his wish to obtain an ultimate table, available for $t < 30$. But it was considered more suitable to postpone the construction of this table till the graduation had been concluded. It ought generally to be the rule in actuarial science not to allow purely practical reasons to stand in the way of an investigation following such a course that one obtains a result having the greatest possible advantages from a theoretical point of view. For having concluded the investigation there is not generally much difficulty in deciding as to what simplifications are suitable to adopt. If, on the other hand, the material is arranged from the beginning with practically only the object in view that the results should be obtained in the most practically suitable form, one runs the risk of passing over many interesting discoveries, which might be of very great importance, even from a practical point of view.

Even if in our case one does not risk so much by going against that rule, it is just by not arranging the adjustment from the beginning in such a manner that an ultimate table available from a certain assurance year is obtained as a result that one has the opportunity of obtaining an ultimate table in the most convenient way after the completion of the adjustment, by means of a construction such that the

select mortality becomes replaced in a very natural manner by the ultimate mortality after a period of from 8—20 years, depending upon the age at entry.

This fact depends upon a special characteristics of $q_{[x-t]+t}$ x being constant but t increasing, When t increases from 0 to higher values $q_{[x-t]+t}$ increases quickly with t at the beginning but at a certain value of t let us say t' which is a function of x $q_{[x-t]+t}$ reaches a maximum after which a decrease follows until $t = 30$, If $t \geq 30$ then $q_{[x-t]+t}$ is a constant. This will be found to be the case for all values of x . If one then constructs a table containing $q_{[x-t]+t'}$ one thereby obtains a table containing a maximum mortality. It became evident that such a table could be obtained by means of a graphic construction. The sixth decimal was then almost exactly determined and in table IV A will be found the rates of mortality thus obtained. Table IV A may be used as an ultimate table. The curve representing the mortality for the age at entry x must, as one is easily convinced, meet the curve representing the maximum mortality at a certain value of t . In case of an age at entry of 10 it occurs for instance between $t = 7$ and $t = 8$; for age at entry of 30 between $t = 13$ and $t = 14$, and for age at entry of 40 it occurs at about $t = 18$. The select curve and the curve representing the maximum mortality have a common tangent when meeting. A very fair union is thus gained between the select mortality and the maximum mortality. The curve of maximum mortality is an envelop of the series of select curves. In the series of the rates of mortality for each age at entry the last one, which must be used before one commences to calculate with the maximum mortality is marked in table IV by an asterisk. Select combined in this way with maximum mortality is denoted by $O^{[EM]_{(max)}}$; on the other hand the mortality table originally obtained, in which the select mortality joins the ultimate mortality after 30 years, is denoted by $O^{[EM]_{(30)}}$. In tables IX—XI some monetary tables are given. One can easily imagine how these turn out when one uses the $O^{[EM]_{(max)}}$ -table instead of the $O^{[EM]_{(30)}}$ -tables. The difference in the result itself is in reality quite insignificant. When using them for practical purposes the first mentioned table is preferable, especially as it gives the greatest safety. Both the tables give, as could be imagined, exceptionally low net premiums and high reserves.

As an adjustment of the $O^{[EM]_{(10)}}$ -table has been completed, as has been mentioned before, it was considered suitable to give the rates of mortality thus obtained in table XII.

Table I.
Unadjusted values of the constants α_t and β_t .

t	α_t	β_t
0	·00166	·0000663
1	·00319	·0000481
2	·00329	·0000673
0—2	·00260	·0000611
3	·00373	·0000636
4	·00397	·0000652
5	·00424	·0000613
3—5	·00396	·0000634
6	·00609	·0000467
7	·00295	·0001205
8	·00374	·0001171
6—8	·00437	·0000936
9	·00415	·0000884
10	·00265	·0001218
11	·00454	·0001263
9—11	·00378	·0001114
12—14	·00334	·0001394
15—17	·00365	·0001294
18—22	·00335	·0001400
23—39	·00689	·0000964

Table II.
The constant α_t deduced from the adjusted values of β_t .

t	α_t deduced with the aid of equation (1)	α_t deduced with the aid of equation (2)
0	·00181	·00184
1	·00305	·00302
2	·00346	·00350
3	·00379	·00380
4	·00397	·00397
5	·00401	·00395
6—8	·00453	·00456
9—11	·00362	·00359
12—14	·00374	·00383
15—17	·00321	·00313
18—22	·00340	·00341
23—39	·00286	·00248

Table III.
Adjusted values of the constants α_t and β_t .

t	α	β_t	$\log \beta_t$
0	·001854683	·00005691947	5·7552609
1	·003046639	·00005657686	5·7526388
2	·003402235	·00005782833	5·7621407
3	·003699217	·00006067389	5·7830018
4	·003962924	·00006511353	5·8136713
5	·004174539	·00007114725	5·8521581
6	·004295650	·00007877505	5·8963887
7	·004298839	·00008799694	5·9444676
8	·004248054	·00009877872	5·9946634
9	·004162787	·00010823387	6·0343632
10	·004054600	·00011574571	6·0635049
11	·003933843	·00012182798	6·0857470
12	·003808996	·00012670290	6·1027865
13	·003686476	·00013053786	6·1157365
14	·003570739	·00013348071	6·1254185
15	·003464557	·00013566721	6·1324749
16	·003369352	·00013722262	6·1374257
17	·003285538	·00013826194	6·1407027
18	·003212828	·00013889029	6·1426719
19	·003150481	·00013920356	6·1436503
20	·003097496	·00013928959	6·1439186
21	·003052753	·00013928959	6·1439186
22	·003015107	·00013928959	6·1439186
23	·002983448	·00013928959	6·1439186
24	·002956727	·00013928959	6·1439186
25	·002933962	·00013928959	6·1439186
26	·002914226	·00013928959	6·1439186
27	·002896616	·00013928959	6·1439186
28	·002880232	·00013928959	6·1439186
29	·002864334	·00013928959	6·1439186
30	·002851306	·00013928959	6·1439186

Table IV.
Endowment Assurance Experience (1863—1893).
Adjusted Mortality Tables.

O.F.M. 30

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	0	1	2	3	4
	$q[x]+0$	$q[x]+1$	$q[x]+2$	$q[x]+3$	$q[x]+4$
10	·0019881	·0031911	·0035630	·0038829	·0041775
11	·0020000	·0032039	·0035773	·0038992	·0041966
12	·0020129	·0032179	·0035928	·0039170	·0042174
13	·0020270	·0032331	·0036098	·0039364	·0042400
14	·0020423	·0032497	·0036283	·0039574	·0042647
15	·0020590	·0032678	·0036484	·0039804	·0042915
16	·0020771	·0032874	·0036702	·0040054	·0043207
17	·0020969	·0033088	·0036941	·0040326	·0043526
18	·0021185	·0033322	·0037200	·0040623	·0043872
19	·0021419	·0033576	·0037483	·0040946	·0044250
20	·0021675	·0033852	·0037791	·0041297	·0044650
21	·0021953	·0034153	·0038126	·0041680	·0045108
22	·0022256	·0034481	·0038491	·0042097	·0045595
23	·0022586	·0034838	·0038888	·0042551	·0046126
24	·0022945	·0035227	·0039321	·0043046	·0046703
25	·0023336	·0035650	·0039792	·0043584	·0047332
26	·0023762	·0036111	·0040305	·0044170	·0048017
27	·0024226	·0036613	·0040864	·0044808	·0048763
28	·0024731	·0037160	·0041472	·0045504	·0049576
29	·0025281	·0037755	·0042135	·0046261	·0050460
30	·0025879	·0038403	·0042856	·0047085	·0051424
31	·0026532	·0039109	·0043642	·0047982	·0052472
32	·0027242	·0039877	·0044497	·0048960	·0053615
33	·0028015	·0040714	·0045429	·0050024	·0054858
34	·0028857	·0041626	·0046443	·0051183	·0056213

Table IV.
Endowment Assurance Experience (1863--1893).
Adjusted Mortality Tables.

O^[EM]₍₃₀₎

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	0	1	2	3	4
	q[x]+0	q[x]+1	q[x]+2	q[x]+3	q[x]+4
35	·0029774	·0042618	·0047547	·0052445	·0057687
36	·0030772	·0043699	·0048750	·0053819	·0059293
37	·0031859	·0044876	·0050060	·0055315	·0061042
38	·0033042	·0046157	·0051486	·0056945	·0062946
39	·0034332	·0047552	·0053039	·0058719	·0065020
40	·0035736	·0049072	·0054730	·0060651	·0067278
41	·0037265	·0050726	·0056572	·0062755	·0069737
42	·0038929	·0052528	·0058577	·0065047	·0072414
43	·0040742	·0054490	·0060761	·0067542	·0075329
44	·0042716	·0056626	·0063139	·0070258	·0078504
45	·0044865	·0058953	·0065728	·0073217	·0081961
46	·0047206	·0061486	·0068548	·0076438	·0085726
47	·0049754	·0064245	·0071618	·0079946	·0089825
48	·0052530	·0067249	·0074962	·0083766	·0094289
49	·0055552	·0070520	·0078602	·0087925	·0099150
50	·0058843	·0074082	·0082567	·0092455	·0104444
51	·0062426	·0077960	·0086884	·0097387	·0110208
52	·0066328	·0082184	·0091585	·0102758	·0116484
53	·0070578	·0086783	·0096704	·0108607	·0123319
54	·0075205	·0091792	·0102278	·0114976	·0130761
55	·0080243	·0097245	·0108348	·0121911	·0138866
56	·0085730	·0103184	·0114958	·0129462	·0147691
57	·0091705	·0109651	·0122156	·0137686	·0157301
58	·0098211	·0116693	·0129993	·0146640	·0167765
59	·0105295	·0124361	·0138528	·0156391	·0179160

Table IV.
 Endowment Assurance Experience (1863—1893).
 Adjusted Mortality Tables.

O^[EM]₍₃₀₎

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	5	6	7	8	9
	q[x]+5	q[x]+6	q[x]+7	q[x]+8	q[x]+9
10	·0044299	·0046035	* ·0046734	·0047058	·0047090
11	·0044526	·0046309	* ·0047067	·0047466	·0047576
12	·0044773	·0046607	* ·0047429	·0047909	·0048105
13	·0045043	·0046932	* ·0047824	·0048392	·0048681
14	·0045336	·0047286	* ·0048254	·0048917	·0049308
15	·0045655	·0047670	·0048723	* ·0049490	·0049991
16	·0046003	·0048090	·0049232	* ·0050113	·0050735
17	·0046382	·0048546	·0049788	* ·0050792	·0051544
18	·0046794	·0049043	·0050392	* ·0051531	·0052426
19	·0047243	·0049585	·0051051	* ·0052336	·0053387
20	·0047732	·0050174	·0051768	·0053212	* ·0054432
21	·0048264	·0050816	·0052549	·0054166	* ·0055571
22	·0048844	·0051515	·0053399	·0055206	* ·0056811
23	·0049475	·0052276	·0054325	·0056337	* ·0058161
24	·0050162	·0053105	·0055333	·0057570	·0059632
25	·0050911	·0054007	·0056431	·0058912	·0061233
26	·0051726	·0054990	·0057626	·0060373	·0062976
27	·0052614	·0056060	·0058928	·0061964	·0064875
28	·0053580	·0057225	·0060345	·0063697	·0066942
29	·0054633	·0058494	·0061889	·0065583	·0069193
30	·0055779	·0059876	·0063569	·0067638	·0071645
31	·0057027	·0061381	·0065400	·0069875	·0074314
32	·0058386	·0063019	·0067393	·0072311	·0077221
33	·0059865	·0064803	·0069563	·0074964	·0080386
34	·0061477	·0066746	·0071926	·0077853	·0083833

Table IV.
Endowment Assurance Experience (1863—1893).
Adjusted Mortality Tables.

O(EM)₍₃₀₎

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	5	6	7	8	9
	q[x]+5	q[x]+6	q[x]+7	q[x]+8	q[x]+9
35	·0063232	·0068862	·0074500	·0080999	·0087586
36	·0065142	·0071166	·0077302	·0084424	·0091673
37	·0067223	·0073674	·0080354	·0088154	·0096124
38	·0069489	·0076406	·0083677	·0092216	·0100970
39	·0071956	·0079381	·0087295	·0096639	·0106247
40	·0074643	·0082620	·0091235	·0101455	·0111994
41	·0077568	·0086147	·0095526	·0106700	·0118252
42	·0080754	·0089988	·0100198	·0112411	·0125066
43	·0084223	·0094170	·0105285	·0118629	·0132486
44	·0088000	·0098725	·0110826	·0125401	·0140566
45	·0092114	·0103684	·0116858	·0132775	·0149364
46	·0096593	·0109085	·0123428	·0140805	·0158945
47	·0101471	·0114966	·0130581	·0149549	·0169379
48	·0106782	·0121370	·0138371	·0159071	·0180739
49	·0112566	·0128343	·0146853	·0169440	·0193111
50	·0118864	·0135936	·0156090	·0180730	·0206582
51	·0125722	·0144205	·0166148	·0193025	·0221251
52	·0133190	·0153209	·0177100	·0206412	·0237225
53	·0141322	·0163014	·0189027	·0220991	·0254620
54	·0150178	·0173691	·0202014	·0236866	·0273561
55	·0159820	·0185317	·0216156	·0254153	·0294187
56	·0170321	·0197977	·0231556	·0272977	·0316647
57	·0181755	·0211763	·0248326	·0293475	·0341105
58	·0194206	·0226775	·0266586	·0315795	·0367737
59	·0207765	·0243122	·0286471	·0340101	·0396738

Table IV.
 Endowment Assurance Experience (1863—1893).
 Adjusted Mortality Tables.

O(EM)₃₉

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	10	11	12	13	14
	Q[x]+10	Q[x]+11	Q[x]+12	Q[x]+13	Q[x]+14
10	·0046907	·0046629	·0046346	·0046127	·0046021
11	·0047472	·0047277	·0047081	·0046951	·0046938
12	·0048088	·0047983	·0047880	·0047848	·0047937
13	·0048759	·0048752	·0048751	·0048825	·0049025
14	·0049489	·0049589	·0049699	·0049889	·0050209
15	·0050285	·0050501	·0050731	·0051047	·0051499
16	·0051151	·0051493	·0051855	·0052308	·0052903
17	·0052094	·0052574	·0053079	·0053681	·0054432
18	·0053121	·0053751	·0054412	·0055177	·0056097
19	·0054239	·0055033	·0055864	·0056805	·0057911
20	·0055457	·0056429	·0057445	·0058579	·0059885
21	·0056783	·0057948	·0059166	·0060510	·0062035
22	·0058227	·0059603	·0061040	·0062612	·0064377
23	·0059799	·0061406	·0063081	·0064902	·0066926
24	* ·0061511	·0063368	·0065304	·0067395	·0069703
25	* ·0063376	·0065505	·0067724	·0070111	·0072726
26	·0065406	* ·0067832	·0070359	·0073067	·0076018
27	·0067617	* ·0070366	·0073229	·0076287	·0079603
28	·0070024	·0073125	* ·0076354	·0079792	·0083506
29	·0072646	·0076130	·0079756	* ·0083610	·0087757
30	·0075501	·0079402	·0083462	* ·0087767	·0092386
31	·0078609	·0082965	·0087497	·0092294	* ·0097426
32	·0081994	·0086844	·0091890	·0097223	* ·0102915
33	·0085680	·0091069	·0096675	·0102591	·0108892
34	·0089694	·0095669	·0101885	·0108436	·0115400

Table IV.
 Endowment Assurance Experience (1863—1893).
 Adjusted Mortality Tables.

O^(EM)₍₃₀₎

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	10	11	12	13	14
	q[x]+10	q[x]+11	q[x]+12	q[x]+13	q[x]+14
35	·0094065	·0100679	·0107558	·0114800	·0122487
36	·0098824	·0106134	·0113736	·0121731	·0130204
37	·0104007	·0112074	·0120463	·0129278	·0138608
38	·0109650	·0118542	·0127789	·0137497	·0147759
39	·0115796	·0125586	·0135766	·0146446	·0157724
40	·0122488	·0133256	·0144452	·0156191	·0168575
41	·0129775	·0141608	·0153911	·0166803	·0180391
42	·0137710	·0150703	·0164211	·0178358	·0193257
43	·0146351	·0160607	·0175427	·0190941	·0207268
44	·0155760	·0171391	·0187640	·0204643	·0222525
45	·0166006	·0183135	·0200940	·0219564	·0239139
46	·0177163	·0195922	·0215422	·0235811	·0257230
47	·0189312	·0209847	·0231192	·0253504	·0276980
48	·0202542	·0225011	·0248364	·0272769	·0298332
49	·0216949	·0241523	·0267064	·0293748	·0321742
50	·0232636	·0259503	·0287427	·0316593	·0347179
51	·0249719	·0279082	·0309600	·0341469	·0374878
52	·0268320	·0300403	·0333746	·0368558	·0405041
53	·0288576	·0323619	·0360039	·0398055	·0437886
54	·0310634	·0348900	·0388669	·0430176	·0473651
55	·0334653	·0376429	·0419847	·0465153	·0512598
56	·0360808	·0406407	·0453796	·0503241	
57	·0389289	·0439050	·0490765		
58	·0420302	·0474597			
59	·0454074				

Table IV.
 Endowment Assurance Experience (1863—1893).
 Adjusted Mortality Tables.

O[EM]₍₃₀₎

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	15	16	17	18	19
	q[x]+15	q[x]+16	q[x]+17	q[x]+18	q[x]+19
10	·0046061	·0046266	·0046650	·0047218	·0047973
11	·0047076	·0047384	·0047877	·0048560	·0049438
12	·0048181	·0048602	·0049212	·0050021	·0051032
13	·0049385	·0049928	·0050667	·0051612	·0052769
14	·0050696	·0051371	·0052251	·0053345	·0054660
15	·0052123	·0052943	·0053976	·0055231	·0056719
16	·0053677	·0054655	·0055854	·0057286	·0058962
17	·0055370	·0056519	·0057899	·0059523	·0061403
18	·0057213	·0058549	·0060126	·0061960	·0064062
19	·0059220	·0060760	·0062552	·0064612	·0066958
20	·0061405	·0063167	·0065193	·0067501	·0070110
21	·0063785	·0065788	·0068068	·0070647	·0073544
22	·0066376	·0068642	·0071200	·0074072	·0077282
23	·0069198	·0071750	·0074610	·0077803	·0081353
24	·0072270	·0075134	·0078323	·0081864	·0085786
25	·0075616	·0078819	·0082366	·0086287	·0090613
26	·0079260	·0082832	·0086770	·0091104	·0095870
27	·0083228	·0087202	·0091564	·0096349	·0101594
28	·0087548	·0091961	·0096785	·0102060	·0107827
29	·0092253	·0097143	·0102470	·0108279	·0114614
30	·0097376	·0102785	·0108661	·0115051	·0122005
31	·0102954	·0108930	·0115403	·0122425	·0130053
32	·0109029	·0115620	·0122744	·0130455	·0138817
33	* ·0115644	·0122906	·0130737	·0139199	·0148361
34	·0122847	* ·0130840	·0139442	·0148721	·0158753

Table IV.
Endowment Assurance Experience (1863—1893).
Adjusted Mortality Tables.

O [EM] (30)

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	15	16	17	18	19
	q[x]+15	q[x]+16	q[x]+17	q[x]+18	q[x]+19
35	·0130691	* ·0139479	·0148921	·0159090	·0170069
36	·0139232	* ·0148886	·0159242	·0170380	·0182391
37	·0148533	·0159131	* ·0170482	·0182675	·0195810
38	·0158661	·0170286	* ·0182721	·0196063	·0210421
39	·0169689	·0182433	* ·0196049	·0210642	·0226332
40	·0181699	·0195660	* ·0210562	·0226517	·0243658
41	·0194776	·0210064	·0226365	* ·0243804	·0262525
42	·0209017	·0225749	·0243574	* ·0262629	·0283070
43	·0224524	·0242828	·0262313	* ·0283127	·0305442
44	·0241410	·0261426	·0282719	* ·0305449	·0329803
45	·0259797	·0281679	·0304939	* ·0329755	·0356330
46	·0279820	·0303732	·0329136	* ·0356223	·0385217
47	·0301623	·0327747	·0355484	* ·0385045	·0416673
48	·0325366	·0353897	·0384175	* ·0416430	·0450926
49	·0351219	·0382372	·0415418	·0450606	* ·0488225
50	·0379372	·0413380	·0449439	·0487821	·0528841
51	·0410029	·0447146	·0486186	·0528346	
52	·0443412	·0483914	·0526828		
53	·0479763	·0523953			
54	·0519348				

Table IV.
Endowment Assurance Experience (1863—1893).
Adjusted Mortality Tables.

O[EM]₃₀

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance				
	20	21	22	23	24
	q[x]+20	q[x]+21	q[x]+22	q[x]+23	q[x]+24
10	·0048919	·0050067	·0051428	·0053004	·0054797
11	·0050515	·0051805	·0053321	·0055065	·0057041
12	·0052252	·0053697	·0055381	·0057308	·0059484
13	·0054145	·0055758	·0057625	·0059752	·0062145
14	·0056205	·0058001	·0060068	·0062412	·0065042
15	·0058449	·0060445	·0062729	·0065309	·0068197
16	·0060892	·0063105	·0065626	·0068464	·0071632
17	·0063553	·0066002	·0068781	·0071899	·0075373
18	·0066450	·0069157	·0072216	·0075640	·0079446
19	·0069604	·0072592	·0075957	·0079714	·0083882
20	·0073040	·0076333	·0080030	·0084149	·0088712
21	·0076781	·0080407	·0084466	·0088989	·0093972
22	·0080854	·0084842	·0089296	·0094239	·0099700
23	·0085290	·0089673	·0094556	·0099967	·0105937
24	·0090120	·0094932	·0100283	·0106204	·0112728
25	·0095380	·0100660	·0106520	·0112995	·0120124
26	·0101107	·0106897	·0113312	·0120391	·0128177
27	·0107344	·0113688	·0120707	·0128444	·0136946
28	·0114136	·0121084	·0128761	·0137213	·0146495
29	·0121531	·0129137	·0137530	·0146763	·0156894
30	·0129584	·0137906	·0147079	·0157161	·0168217
31	·0138354	·0147456	·0157478	·0168484	·0180547
32	·0147903	·0157854	·0168801	·0180814	·0193974
33	·0158301	·0169177	·0181131	·0194241	·0208594
34	·0169625	·0181507	·0194557	·0208862	·0224515
35	·0181955	·0194934	·0209178	·0224782	·0241852
36	·0195381	·0209555	·0225099	·0242119	·0260730
37	·0210002	·0225475	·0242436	·0260998	·0281288
38	·0225923	·0242812	·0261314	·0281555	·0303673
39	·0243260	·0261691	·0281872	·0303940	·0328050
40	·0262138	·0282248	·0304257	·0328317	·0354594
41	·0282695	·0304634	·0328633	·0354861	·0383498
42	·0305081	·0329010	·0355177	·0383766	·0414973
43	·0329457	·0355554	·0384082	·0415241	·0449248
44	·0356001	·0384459	·0415557	·0449515	·0486570
45	·0384906	·0415934	·0449831	·0486837	·0527211
46	·0416381	·0450208	·0487154	·0527478	
47	·0450655	·0487530	·0527795		
48	·0487977	·0528172			
49	·0528619				

Table IV.
Endowment Assurance Experience (1863—1893).
Adjusted Mortality Tables.

O^[EM]₍₃₀₎

Males.

Age at Entry	Years elapsed since Date of Assurance					
	25	26	27	28	29	30 or more
	q[x]+25	q[x]+26	q[x]+27	q[x]+28	q[x]+29	q[x]+30
10	·0056813	·0059059	·0061544	·0064277	·0067273	·0070578
11	·0059257	·0061720	·0064441	·0067432	·0070708	·0074319
12	·0061917	·0064617	·0067596	·0070867	·0074449	·0078392
13	·0064814	·0067772	·0071031	·0074608	·0078522	·0082828
14	·0067969	·0071207	·0074772	·0078681	·0082958	·0087658
15	·0071404	·0074948	·0078845	·0083117	·0087788	·0092918
16	·0075145	·0079021	·0083281	·0087947	·0093048	·0098645
17	·0079219	·0083457	·0088111	·0093207	·0098776	·0104882
18	·0083654	·0088287	·0093371	·0098935	·0105013	·0111674
19	·0088485	·0093547	·0099099	·0105172	·0111804	·0119069
20	·0093745	·0099275	·0105335	·0111963	·0119200	·0127123
21	·0099472	·0105512	·0112127	·0119359	·0127253	·0135892
22	·0105709	·0112303	·0119522	·0127412	·0136022	·0145441
23	·0112500	·0119699	·0127576	·0136181	·0145571	·0155840
24	·0119896	·0127752	·0136345	·0145730	·0155970	·0167163
25	·0127949	·0136521	·0145894	·0156129	·0167293	·0179493
26	·0136718	·0146070	·0156293	·0167452	·0179623	·0192919
27	·0146268	·0156469	·0167616	·0179782	·0193050	·0207540
28	·0156666	·0167792	·0179946	·0193209	·0207670	·0223461
29	·0167989	·0180122	·0193373	·0207829	·0223591	·0240798
30	·0180319	·0193549	·0207993	·0223750	·0240928	·0259676
31	·0193746	·0208169	·0223914	·0241087	·0259807	·0280234
32	·0208367	·0224090	·0241251	·0259966	·0280364	·0302619
33	·0224288	·0241427	·0260129	·0280523	·0302749	·0326995
34	·0241624	·0260305	·0280687	·0302908	·0327126	·0353539
35	·0260503	·0280863	·0303072	·0327285	·0353670	·0382444
36	·0281060	·0303248	·0327449	·0353829	·0382574	·0413919
37	·0303446	·0327625	·0353993	·0382733	·0414049	·0448193
38	·0327822	·0354169	·0382897	·0414208	·0448324	·0485516
39	·0354366	·0383073	·0414372	·0448483	·0485646	·0526157
40	·0383271	·0414548	·0448647	·0485805	·0526287	
41	·0414746	·0448823	·0485969	·0526446		
42	·0449020	·0486145	·0526610			
43	·0486342	·0526786				
44	·0526984					

Table IV A. $Q_{[EM]_{(\max)}}$
 Endowment Assurance Experience (1863—1893)
 Maximum Mortality.

		Males.	
x	q _x	x	q _x
18	·004709		
19	·004750		
20	·004792	45	·009744
21	·004840	46	·010297
22	·004892	47	·010903
23	·004950	48	·011567
24	·005013	49	·012292
25	·005083	50	·013085
26	·005160	51	·013950
27	·005245	52	·014895
28	·005339	53	·015924
29	·005444	54	·017048
30	·005558	55	·018274
31	·005686	56	·019310
32	·005826	57	·021066
33	·005980	58	·022652
34	·006152	59	·024380
35	·006342	60	·026264
36	·006551	61	·028315
37	·006784	62	·030550
38	·007040	63	·032984
39	·007324	64	·035638
40	·007636	65	·038524
41	·007981	66	·041666
42	·008362	67	·045093
43	·008780	68	·048823
44	·009238	69	·052883

Table V.

Endowment Assurance Experience, Males.

Select Data — Comparison of Actual and Expected Deaths.

Age at Entry	Actual Deaths	Expected Deaths	Deviation		Accumulated Deviation	
			+	—	+	—
10	2	372	.	1'628	023	.
11	0	639	639	.	1'651	.
12	2	1'219	.	781	1'012	.
13	2	1'895	.	105	1'793	.
14	3	3'663	663	.	1'898	.
15	13	10'311	.	2'689	1'235	.
16	24	15'577	.	8'423	3'924	.
17	19	23'138	4'138	.	12'347	.
18	48	35'754	.	12'246	8'209	.
19	72	55'831	.	16'169	20'455	.
20	109	102'514	.	6'486	36'624	.
21	141	155'311	14'311	.	43'110	.
22	221	198'196	.	22'804	28'799	.
23	241	242'688	1'688	.	51'603	.
24	268	276'963	8'963	.	49'915	.
25	311	307'109	.	3'891	40'952	.
26	307	305'605	.	1'395	44'843	.
27	292	305'624	13'624	.	46'238	.
28	315	311'926	.	3'074	32'614	.
29	308	316'989	8'989	.	35'688	.
30	329	339'240	10'240	.	26'699	.
31	304	294'014	.	9'986	16'459	.
32	279	283'657	4'657	.	26'445	.
33	270	286'889	16'889	.	21'788	.
34	226	253'568	27'568	.	4'899	.
35	223	239'141	16'141	.	.	22'669
36	234	216'240	.	17'760	.	38'810
37	181	192'080	11'080	.	.	21'050
38	192	184'512	.	7'488	.	32'130
39	172	169'208	.	2'792	.	24'642
40	162	166'630	4'630	.	.	21'850
41	111	120'064	9'064	.	.	26'480
42	119	108'467	.	10'533	.	35'544
43	90	94'166	4'166	.	.	25'011
44	72	74'795	2'795	.	.	29'177
45	69	73'104	4'104	.	.	31'972
46	55	50'810	.	4'190	.	36'076
47	40	41'324	1'324	.	.	31'886
48	41	34'664	.	6'336	.	33'210
49	33	28'933	.	4'067	.	26'874
50	32	30'229	.	1'771	.	22'807
51	17	15'792	.	1'208	.	21'036
52	13	10'841	.	2'159	.	19'828
53	7	5'613	.	1'387	.	17'669
54	14	6'047	.	7'953	.	16'282
55	10	6'498	.	3'502	.	8'329
56	6	5'636	.	364	.	4'827
57	2	1'650	.	350	.	4'463
58	4	1'609	.	2'391	.	4'113
59	3	1'278	.	1'722	.	1'722
6008		6,008'023	165'673	165'650	559'223	558'457

Table VI.
Endowment Assurance Experience. Males.
Select Data.

Comparison of Actual and Expected Deaths.

Year of Assurance	Actual Deaths	Expected Deaths	Deviation		Accumulated Deviation	
			+	—	+	—
1	356	362·379	6·379	.	·023	.
2	438	437·353	.	·647	.	6·356
3	419	413·275	.	5·725	.	5·709
4	398	390·710	.	7·290	·016	.
5	372	371·322	.	·678	7·306	.
6	340	350·088	10·088	.	7·984	.
7	379	328·448	.	50·552	.	2·104
8	288	307·676	19·676	.	48·448	.
9	291	288·947	.	2·053	28·772	.
10	248	271·432	23·432	.	30·825	.
11	219	255·657	36·657	.	7·393	.
12	262	240·506	.	21·494	.	29·264
13	215	225·303	10·303	.	.	7·770
14	215	210·335	.	4·665	.	18·073
15	206	196·206	.	9·794	.	13·408
16	168	181·320	13·320	.	.	3·614
17	164	163·943	.	·057	.	16·934
18	154	147·641	.	6·359	.	16·877
19	130	131·694	1·694	.	.	10·518
20	128	119·068	.	8·932	.	12·212
21	103	104·694	1·694	.	.	3·280
22	102	92·130	.	9·870	.	4·974
23	76	79·457	3·457	.	4·896	.
24	74	69·767	.	4·233	1·439	.
25	50	58·585	8·585	.	5·672	.
26	47	47·646	·646	.	.	2·913
27	35	38·530	3·530	.	.	3·559
28	28	31·409	3·409	.	.	7·089
29	24	25·128	1·128	.	.	10·498
30	35	19·489	.	15·511	.	11·626
31	23	14·665	.	8·335	3·885	.
32	5	10·725	5·725	.	12·220	.
33	8	7·774	.	·226	6·495	.
34	5	5·290	·290	.	6·721	.
35	0	3·638	3·638	.	6·431	.
36	2	2·335	·335	.	2·793	.
37	1	1·427	·427	.	2·458	.
38	0	·996	·996	.	2·031	.
39	0	·684	·684	.	1·035	.
40	0	·351	·351	.	·351	.
	6008	6,008·023	156·444	156·421	187·194	186·778

Table VII.
Endowment Assurance Experience, Males.
Select Data.

Group of Ages at Entry	Actual and Expected Deaths									
	Year of Assurance									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
10-19	16 10381	26 13027	13 12192	5 11343	12 10558	9 9618	21 8632	6 7656	9 6806	11 5997
20-24	57 64378	97 79860	86 74674	82 69700	64 65254	63 60495	59 55357	39 50337	49 45582	33 40979
25-29	81 93880	94 116088	90 109742	101 103376	103 97587	93 91186	105 84452	69 77353	65 70735	63 65067
30-34	86 87559	76 99791	89 95108	90 90561	86 85998	63 81240	91 76446	75 71428	61 67029	54 62802
35-39	52 55336	77 65801	63 62472	60 59652	54 57414	64 54889	55 52512	43 50337	49 48630	47 47610
40-44	39 34094	41 38486	38 36306	34 34446	30 33562	32 32376	26 31259	34 30813	34 30327	19 29514
45-49	18 15382	10 16734	25 15892	18 15400	11 14594	9 14208	14 13834	12 13823	17 13996	15 13707
50-59	7 7369	17 7566	6 6889	8 6532	12 6355	7 6076	8 5956	10 5929	7 5842	6 5756
10-59	356 362379	438 437353	419 413275	398 390710	372 371322	340 350088	379 328448	288 307676	291 288947	248 27432

Table VII.
Endowment Assurance Experience, Males.
Select Data.

Group of Ages at Entry	Actual and Expected Deaths										
	Year of Assurance										
	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
10-19	2 5284	7 4810	4 4419	6 3970	4 3617	2 3252	5 2906	6 2566	1 2365	0 2259	
20-24	29 37038	33 33553	20 30732	27 27914	23 25305	18 23052	23 20715	17 18083	22 17273	10 15907	
25-29	47 60491	55 55331	51 50905	48 46900	50 44036	42 41465	36 38438	42 35306	34 32749	34 30954	
30-34	63 59597	72 56635	52 53853	51 51134	49 48873	46 46747	36 42806	42 39018	31 35053	46 32404	
35-39	38 46540	48 45041	45 42873	47 40661	39 38407	28 36466	38 33511	21 30594	22 27803	31 25796	
40-44	23 28828	29 28012	22 26743	21 25547	22 24409	21 23092	19 19958	21 16951	19 13533	7 9537	
45-49	10 13459	13 12936	15 12007	11 10772	17 9204	7 6453	6 5370	5 4091	1 2772	0 2052	
50-59	7 4750	5 4488	3 3801	1 3437	2 2358	1 1413	1 1539	0 1032	0 146	0 159	
10-59	219 255657	262 240506	215 225303	215 210335	206 195206	168 187320	161 163943	154 147641	130 131694	128 119068	

Table VII.
Endowment Assurance Experience, Males.
Select Data.

Group of Ages at Entry	Actual and Expected Deaths									
	Year of Assurance									
	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10-19	3 2'059	5 1'845	0 1'682	5 1'631	3 1'480	1 1'234	1 1'066	0 .949	1 .900	0 .743
20-24	13 14'886	10 13'710	15 13'078	14 12'492	17 11'545	15 10'258	8 8'441	6 6'889	6 5'732	5 4'839
25-29	38 28'884	33 26'441	19 23'247	28 21'034	14 18'232	13 15'849	9 13'493	15 12'255	9 10'648	22 9'297
30-34	21 29'311	23 26'582	27 24'428	15 22'652	10 20'474	14 17'574	15 15'467	5 9'891	8 8'834	8 4'019
35-39	22 23'065	25 19'004	10 13'979	11 10'047	5 5'767	3 2'297	1 1'736	2 1'230	0 .860	0 .540
40-44	5 5'542	4 4'012	4 2'693	1 1'862	1 1'087	1 .434	1 .327	0 .195	0 .154	0 .053
45-49	1 .947	2 .806	1 .350	0 .049
50-59
10-59	103 104'694	102 92'430	76 79'457	74 69'767	50 58'585	47 47'646	35 38'650	28 31'409	24 25'128	35 19'489

Table VII.
Endowment Assurance Experience, Males.
Select Data.

Group of Ages at Entry	Actual and Expected Deaths									
	Year of Assurance									
	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
10-19	1 .697	0 .547	0 .427	0 .336	0 .269	0 .242	0 .199	0 .194	0 .136	0 .125
20-24	7 4.229	5 3.471	2 2.792	4 2.033	0 1.634	1 1.258	1 .767	0 .492	0 .252	0 .056
25-29	11 7.651	0 5.503	5 3.820	1 2.514	0 1.527	1 .782	0 .461	0 .310	0 .296	0 .170
30-34	2 1.740	0 1.058	1 .690	0 .358	0 .053	0
35-39	2 .348	0 .146	0 .045	0 .049	0 .155	. .053
40-44
45-49
50-59
10-59	23 14.665	5 10.725	8 7.774	5 5.200	0 3.638	2 2.355	1 1.427	0 .996	0 .684	0 .351

Table VII.
Endowment Assurance Experience. Males.
Select Data.

Group of Ages at Entry	Actual and <i>Expected</i> Deaths				
	Group of Years of Assurance				
	1—10	11—20	21—30	31—40	1—40
10—19	128 <i>96·210</i>	37 <i>35·428</i>	19 <i>13·589</i>	1 <i>3·172</i>	185 <i>148·399</i>
20—24	629 <i>606·616</i>	222 <i>250·172</i>	109 <i>101·900</i>	20 <i>16·984</i>	980 <i>975·672</i>
25—29	873 <i>909·466</i>	442 <i>435·675</i>	200 <i>179·078</i>	18 <i>23·034</i>	1533 <i>1547·253</i>
30—34	771 <i>811·962</i>	488 <i>466·120</i>	146 <i>175·232</i>	3 <i>4·054</i>	1408 <i>1457·368</i>
35—39	564 <i>554·653</i>	357 <i>367·362</i>	79 <i>78·525</i>	2 <i>·641</i>	1002 <i>1001·181</i>
40—44	327 <i>331·183</i>	210 <i>216·580</i>	17 <i>16·359</i>	.	554 <i>564·122</i>
45—49	149 <i>147·270</i>	85 <i>79·413</i>	4 <i>2·152</i>	.	238 <i>228·835</i>
50—59	88 <i>64·270</i>	20 <i>20·923</i>	.	.	108 <i>85·193</i>
10—59	3529 <i>3521·630</i>	1861 <i>1871·673</i>	574 <i>566·835</i>	44 <i>47·885</i>	6008 <i>6008·023</i>

Table VIII. O^[M]
Actual Deaths in per cent of Expected Deaths.
Mr. G. F. Hardy's graduation.

Group of Ages	Group of Years of Assurance								
	11—15	16—20	21—25	26—30	31—35	36—40	41—45	46—50	51 and follow.
20—29	95·2
30—39	98·5	103·9	105·4
40—49	100·0	102·9	101·1	103·7
50—59	97·5	101·1	100·4	98·3	96·8	98·4	.	.	.
60—69	95·7	101·0	98·8	100·3	98·8	98·8	96·9	.	.
70—79	97·9	99·4	101·6	102·3	102·7	101·1	100·8	96·2	92·9
80—89	83·4	92·4	97·1	99·5	104·0	102·4	102·5	100·8	95·9
90—99	.	.	.	79·0	97·0	92·2	98·0	100·5	89·4

Table IX: 1.

 $O^{(EM)}_{l(30)}$ $l_{[x] + t}$

$x + t$	$x = 10$		$x = 20$		$x = 30$		$x = 40$	
	t	$l_{[10] + t}$	t	$l_{[20] + t}$	t	$l_{[30] + t}$	t	$l_{[40] + t}$
10	0	100000						
11	1	99801						
12	2	99483						
13	3	99128						
14	4	98743						
15	5	98331						
16	6	97895						
17	7	97445						
18	8	96989						
19	9	96533						
20	10	96078	0	96362				
21	11	95628	1	96153				
22	12	95182	2	95828				
23	13	94740	3	95465				
24	14	94303	4	95071				
25	15	93869	5	94647				
26	16	93437	6	94195				
27	17	93005	7	93722				
28	18	92571	8	93237				
29	19	92134	9	92741				
30	20	91692	10	92236	0	91798		
31	21	91243	11	91725	1	91561		
32	22	90786	12	91207	2	91209		
33	23	90320	13	90683	3	90818		
34	24	89841	14	90152	4	90391		
35	25	89349	15	89612	5	89926		
36	26	88841	16	89062	6	89424		
37	27	88316	17	88499	7	88889		
38	28	87773	18	87922	8	88324		
39	29	87209	19	87329	9	87726		

Table IX: 1.

 $O^{[EM]}_{(30)}$ $l_{[x]} + t$

$x + t$	$x = 10$		$x = 20$		$x = 30$		$x = 40$	
	t	$l_{[10]} + t$	t	$l_{[20]} + t$	t	$l_{[30]} + t$	t	$l_{[40]} + t$
40		86622	20	86716	10	87098	0	85126
41		86010	21	86083	11	86440	1	84822
42		85371	22	85426	12	85754	2	84405
43		84702	23	84742	13	85038	3	83943
44		84000	24	84029	14	84292	4	83434
45		83264	25	83284	15	83513	5	82873
46		82490	26	82503	16	82700	6	82254
47		81677	27	81684	17	81850	7	81575
48		80820	28	80824	18	80960	8	80830
49		79918	29	79919	19	80029	9	80010
50		78966			20	79053	10	79114
51		77962			21	78028	11	78145
52		76903			22	76952	12	77104
53		75784			23	75820	13	75990
54		74603			24	74629	14	74803
55		73356			25	73373	15	73542
56		72039			26	72050	16	72206
57		70650			27	70656	17	70793
58		69183			28	69186	18	69303
59		67637			29	67638	19	67733
60		66009					20	66082
61		64295					21	64350
62		62493					22	62534
63		60602					23	60631
64		58620					24	58641
65		56548					25	56561
66		54385					26	54393
67		52134					27	52139
68		49797					28	49799
69		47379					29	47380
70		44887						

Table IX: 2.

 $D_{[x]+t}$ $O^{[EM]}_{(30)}$ $3\frac{1}{2}\%_0$

$x+t$	$x=10$		$x=20$		$x=30$		$x=40$	
	t	$D_{[10]+t}$	t	$D_{[20]+t}$	t	$D_{[30]+t}$	t	$D_{[40]+t}$
10	0	70892						
11	1	68358						
12	2	65836						
13	3	63383						
14	4	61002						
15	5	58693						
16	6	56457						
17	7	54297						
18	8	52215						
19	9	50212						
20	10	48286	0	48428				
21	11	46434	1	46689				
22	12	44655	2	44958				
23	13	42944	3	43273				
24	14	41301	4	41637				
25	15	39720	5	40050				
26	16	38201	6	38510				
27	17	36738	7	37021				
28	18	35330	8	35584				
29	19	33974	9	34198				
30	20	32668	10	32862	0	32706		
31	21	31409	11	31575	1	31518		
32	22	30194	12	30335	2	30335		
33	23	29024	13	29140	3	29184		
34	24	27893	14	27990	4	28064		
35	25	26803	15	26882	5	26976		
36	26	25749	16	25813	6	25918		
37	27	24731	17	24783	7	24892		
38	28	23748	18	23788	8	23897		
39	29	22798	19	22829	9	22933		

Table IX: 2.

 $3\frac{1}{2}/_0$. $D_{[x]+t}$ $O^{[EM]}_{(30)}$

$x+t$	$x=10$		$x=20$		$x=30$		$x=40$	
	t	$D_{[10]+t}$	t	$D_{[20]+t}$	t	$D_{[30]+t}$	t	$D_{[40]+t}$
40		21878	20	21902	10	21999	0	21500
41		20989	21	21007	11	21094	1	20699
42		20129	22	20142	12	20219	2	19901
43		19296	23	19305	13	19372	3	19123
44		18489	24	18495	14	18553	4	18364
45		17707	25	17711	15	17760	5	17624
46		16949	26	16952	16	16992	6	16901
47		16214	27	16216	17	16249	7	16194
48		15502	28	15503	18	15529	8	15504
49		14810	29	14811	19	14831	9	14827
50		14139			20	14155	10	14166
51		13487			21	13499	11	13519
52		12854			22	12862	12	12888
53		12239			23	12245	13	12272
54		11641			24	11645	14	11672
55		11059			25	11062	15	11087.2
56		10493.3			26	10494.9	16	10517.6
57		9942.9			27	9943.7	17	9963.0
58		9407.2			28	9407.6	18	9423.5
59		8885.9			29	8886.1	19	8898.6
60		8378.8					20	8388.1
61		7885.3					21	7892.0
62		7405.1					22	7409.9
63		6938.2					23	6941.5
64		6484.3					24	6486.6
65		6043.6					25	6045.0
66		5615.9					26	5616.7
67		5201.4					27	5201.9
68		4800.2					28	4800.4
69		4412.7					29	4412.8
70		4039.2						

Table IX: 3.

$$N_{[x]+t} - N_{71}$$

O^[EM]₃₀. $3\frac{1}{2}\%$.

$x+t$	$x=10$		$x=20$		$x=30$		$x=40$	
	t	$N_{[10]+t} - N_{71}$	t	$N_{[20]+t} - N_{71}$	t	$N_{[30]+t} - N_{71}$	t	$N_{[40]+t} - N_{71}$
10	0	1647261						
11	1	1576369						
12	2	1508011						
13	3	1442175						
14	4	1378792						
15	5	1317790						
16	6	1259097						
17	7	1202640						
18	8	1148843						
19	9	1096128						
20	10	1045916	0	1049742				
21	11	997630	1	1001314				
22	12	951196	2	954625				
23	13	906541	3	909667				
24	14	863597	4	866394				
25	15	822296	5	824757				
26	16	782576	6	784707				
27	17	744375	7	746197				
28	18	707637	8	709176				
29	19	672307	9	673592				
30	20	638333	10	639394	0	640426		
31	21	605665	11	606532	1	607720		
32	22	574256	12	574957	2	576202		
33	23	544062	13	544622	3	545867		
34	24	515038	14	515482	4	516683		
35	25	487145	15	487492	5	488619		
36	26	460342	16	460610	6	461643		
37	27	434593	17	434797	7	435725		
38	28	409862	18	410014	8	410833		
39	29	386114	19	386226	9	386936		

Table IX: 3.
 $N_{[x]+t} - N_{71}$

$O [EM]_{(30)}$

$x+t$	$x=10$		$x=20$		$x=30$		$x=40$	
	t	$N_{[10]+t} - N_{71}$	t	$N_{[20]+t} - N_{71}$	t	$N_{[30]+t} - N_{71}$	t	$N_{[40]+t} - N_{71}$
40		363316	20	363397	10	364003	0	362278
41		341438	21	341495	11	342004	1	340778
42		320449	22	320488	12	320910	2	320079
43		300320	23	300346	13	300691	3	300178
44		281024	24	281041	14	281319	4	281055
45		262535	25	262546	15	262766	5	262691
46		244828	26	244835	16	245006	6	245067
47		227879	27	227883	17	228014	7	228166
48		211665	28	211667	18	211765	8	211972
49		196163	29	196164	19	196236	9	196468
50		181353			20	181405	10	181641
51		167214			21	167250	11	167475
52		153727			22	153751	12	153956
53		140873			23	140889	13	141068
54		128634			24	128644	14	128796
55		116993			25	116999	15	117124.0
56		105934.0			26	105937.0	16	106036.8
57		95440.7			27	95442.1	17	95519.2
58		85497.8			28	85498.4	18	85556.2
59		76090.6			29	76090.8	19	76132.7
60		67204.7					20	67234.1
61		58825.9					21	58846.0
62		50940.6					22	50954.0
63		43535.5					23	43544.1
64		36597.3					24	36602.6
65		30113.0					25	30116.0
66		24069.4					26	24071.0
67		18453.5					27	18454.3
68		13252.1					28	13252.4
69		8451.9					29	8452.0
70		4039.2						

$3\frac{1}{2}\%$

Table X.

 $O^{[EM]}_{(max)}$

t	x + t	x = 10		
		$l_{[x]+t}$	$D_{[x]+t}$	$N_{[x]+t} - N_{71}$
0	10	100000	70892	1639226
1	11	99801	68358	1568334
2	12	99483	65836	1499976
3	13	99128	63383	1434140
4	14	98743	61002	1370757
5	15	98331	58693	1309755
6	16	97895	56457	1251062
7	17	97445	54297	1194605
Ultimate values	18	96989	52215	1140308
	19	96532	50212	1088093
	20	96074	48284	1037881
	21	95614	46427	989597
	22	95151	44640	943170
	23	94685	42919	898530
	24	94217	41263	855611
	25	93744	39667	814348
	26	93268	38131	774681
	27	92787	36652	736550
	28	92300	35227	699898
	29	91807	33854	664671
	30	91307	32531	630817
	31	90800	31256	598286
	32	90283	30027	567030
	33	89757	28843	537003
	34	89221	27701	508160
	35	88672	26600	480459
	36	88110	25537	453859
	37	87532	24512	428322
	38	86938	23522	403810
	39	86326	22567	380288

$3\frac{1}{2}\%_0$

Table X (continued).

 $O^{[EM]}_{(max)}$

t	x + t	x = 10		
		$l_{[x]+t}$	$D_{[x]+t}$	$N_{[x]+t-71}$
Ultimate values	40	85694	21644	357721
	41	85040	20752	336077
	42	84361	19891	315325
	43	83656	19057	295434
	44	82921	18251	276377
	45	82155	17471	258126
	46	81355	16716	240655
	47	80517	15984	223939
	48	79639	15275	207955
	49	78718	14588	192680
	50	77750	13921	178092
	51	76733	13275	164171
	52	75662	12647	150896
	53	74535	12037	138249
	54	73349	11445	126212
	55	72098	10869	114767
	56	70781	10309.9	103898.0
	57	69393	9766.0	93588.1
	58	67931	9236.9	83822.1
	59	66392	8722.4	74585.2
	60	64773	8221.9	65862.8
	61	63072	7735.3	57640.9
	62	61286	7262.1	49905.6
	63	59414	6802.2	42643.5
	64	57454	6355.3	35841.3
	65	55407	5921.6	29486.0
	66	53272	5500.9	23564.4
	67	51053	5093.5	18063.5
	68	48750	4699.3	12970.0
	69	46370	4318.7	8270.7
	70	43918	3952.0	3952.0

$3\frac{1}{2}\%$

Table X (continued).

 $O^{[EM]}_{(max)}$

t	x + t	x = 20		
		$l_{[x]+t}$	$D_{[x]+t}$	$N_{[x]+t}-N_{71}$
0	20	95392	47941	1037033
1	21	95185	46219	989092
2	22	94863	44505	942873
3	23	94504	42837	898368
4	24	94114	41218	855531
5	25	93693	39646	814313
6	26	93246	38122	774667
7	27	92778	36648	736545
8	28	92298	35226	699897
9	29	91807	33854	664671

t	x + t	x = 30		
		$l_{[x]+t}$	$D_{[x]+t}$	$N_{[x]+t}-N_{71}$
0	30	90306	32174	629645
1	31	90072	31006	597471
2	32	89726	29842	566465
3	33	89342	28709	536623
4	34	88921	27608	507914
5	35	88464	26537	480306
6	36	87970	25497	453769
7	37	87443	24487	428272
8	38	86888	23509	403785
9	39	86300	22560	380276
10	40	85682	21641	357716
11	41	85035	20751	336075
12	42	84359	19890	315324
13	43	83655	19057	295434

$3\frac{1}{2}\%$

Table X (continued).

 $O_{[EM](\max)}$

t	$x+t$	$x=40$		
		$l_{[x]+t}$	$D_{[x]+t}$	$N_{[x]+t}-N_{71}$
0	40	83441	21075	355067
1	41	83143	20290	333992
2	42	82735	19507	313702
3	43	82282	18744	294195
4	44	81783	18001	275451
5	45	81232	17275	257450
6	46	80626	16566	240175
7	47	79960	15874	223609
8	48	79230	15197	207735
9	49	78427	14534	192538
10	50	77548	13885	178004
11	51	76598	13251	164119
12	52	75578	12633	150868
13	53	74486	12029	138235
14	54	73323	11441	126206
15	55	72087	10867.7	114765.0
16	56	70777	10309.4	103897.3
17	57	69392	9765.8	93587.9

Table XI A.

Single and Annual Premiums.

 $3\frac{1}{2}\%$

x	$O_{[M]}$		$O_{[EM](30)}$		$O_{[EM](\max)}$	
	$A_{[x]n}$	$P_{[x]n}$	$A_{[x]n}$	$P_{[x]n}$	$A_{[x]n}$	$P_{[x]n}$
$x+n=50$						
20	.40487	.02301	.39362	.02195	.39412	.02200
30	.53183	.03841	.52540	.03744	.52540	.03744
$x+n=60$						
20	.33087	.01672	.31391	.01547	.31496	.01555
30	.41960	.02445	.40732	.02324	.40744	.02325
$x+n=70$						
20	.29117	.01389	.26980	.01250	.27129	.01259
30	.35941	.01897	.34201	.01758	.34237	.01760
40	.45218	.02791	.43654	.02620	.43661	.02621

Table XI B.
Values of Policies.
 ${}_tV(P_{[x]|\overline{m}})$

 $3^{1/2}/0$

t	x = 20												t		
	x + n = 50						x + n = 60							x + n = 70	
	O[M]	O[EM] ₍₃₀₎	O[EM] _(max)	O[M]	O[EM] ₍₃₀₎	O[EM] _(max)	O[M]	O[EM] ₍₃₀₎	O[EM] _(max)	O[M]	O[EM] ₍₃₀₎	O[EM] _(max)			
0	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	·00000	0	
1	·02126	·02060	·02063	·01474	·01387	·01395	·01180	·01079	·01088	·01180	·01079	·01088	·01088	1	
2	·04097	·04080	·04088	·02832	·02709	·02723	·02232	·02079	·02098	·02232	·02079	·02098	·02098	2	
3	·06219	·06139	·06152	·04180	·04042	·04064	·03262	·03078	·03107	·03262	·03078	·03107	·03107	3	
4	·08324	·08247	·08267	·05549	·05394	·05427	·04299	·04083	·04121	·04299	·04083	·04121	·04121	4	
5	·10481	·10409	·10432	·06940	·06769	·06809	·05345	·05097	·05147	·05345	·05097	·05147	·05147	5	
7	·14994	·14913	·14949	·09815	·09601	·09661	·07482	·07160	·07235	·07482	·07160	·07235	·07235	7	
10	·22282	·22269	·22325	·14368	·14179	·14271	·10804	·10461	·10577	·10804	·10461	·10577	·10577	10	
15	·36280	·36190	·36555	·22836	·22639	·23059	·16822	·16712	·16869	·16822	·16712	·16869	·16869	15	
20	·53286	·53647	·53678	·33107	·33314	·33435	·24019	·24014	·24150	·24019	·24014	·24150	·24150	20	
25	·74086	·74435	·74432	·45191	·45637	·45676	·32179	·32105	·32487	·32179	·32105	·32487	·32487	25	
30	1·00000	1·00000	1·00000	·59667	·60208	·60203	·41503	·41922	·41950	·41503	·41922	·41950	·41950	30	
35				·77374	·77810	·77789	·52161	·52699	·52687	·52161	·52699	·52687	·52687	35	
40				1·00000	1·00000	1·00000	·64522	·65087	·65036	·64522	·65087	·65036	·65036	40	
45							·79569	·80021	·79990	·79569	·80021	·79990	·79990	45	
50							1·00000	1·00000	1·00000	1·00000	1·00000	1·00000	1·00000	50	

Table XI B (continued).

Values of Policies.

 $tV(P_{[x|m]})$ $3\frac{1}{2}\%$

t	x = 30											
	x + n = 50				x + n = 60				x + n = 70			
	O[m]	O[EM](30)	O[EM](max)	O[m]	O[EM](30)	O[EM](max)	O[m]	O[EM](30)	O[EM](max)	O[m]	O[EM](30)	O[EM](max)
0	00000	00000	00000	00000	00000	00000	00000	00000	00000	00000	00000	00000
1	03674	03625	03627	02225	02152	02155	01655	01564	01569	01655	01564	01569
2	07315	07269	07271	04354	04264	04268	03193	03065	03072	03193	03065	03072
3	11028	11018	11017	06492	06419	06421	04713	04584	04592	04713	04584	04592
4	14854	14877	14878	08671	08617	08624	06254	06120	06135	06254	06120	06135
5	18797	18856	18855	10902	10868	10873	07806	07681	07696	07806	07681	07696
7	27076	27203	27203	15513	15530	15539	10980	10872	10895	10980	10872	10895
10	40618	40859	40859	22880	23023	23037	15926	15907	15942	15926	15907	15942
15	67058	67359	67359	36812	37173	37198	24955	25431	25491	24955	25431	25491
20	100000	100000	100000	53501	53968	53992	35272	35603	35674	35272	35603	35674
25				73915	74316	74323	47065	47518	47573	47065	47518	47573
30				100000	100000	100000	60743	61256	61280	60743	61256	61280
35							77392	77827	77827	77392	77827	77827
40							100000	100000	100000	100000	100000	100000

Table XI B (continued).

Values of Policies.

$${}_tV(P_{x:n})$$

$$3\frac{1}{2}\%.$$

t	x = 40		
	x + n = 70		
	O[M]	O[EM] ₂₀	O[EM] _{max}
0	·00000	·00000	·00000
1	·02463	·02364	·02366
2	·04809	·04691	·04690
3	·07151	·07090	·07057
4	·09508	·09468	·09471
5	·11893	·11920	·11921
6	·16761	·16938	·16943
10	·24311	·24757	·24759
15	·38100	·38786	·38798
20	·54095	·54785	·54803
25	·73564	·74110	·74118
30	1·00000	1·00000	1·00000

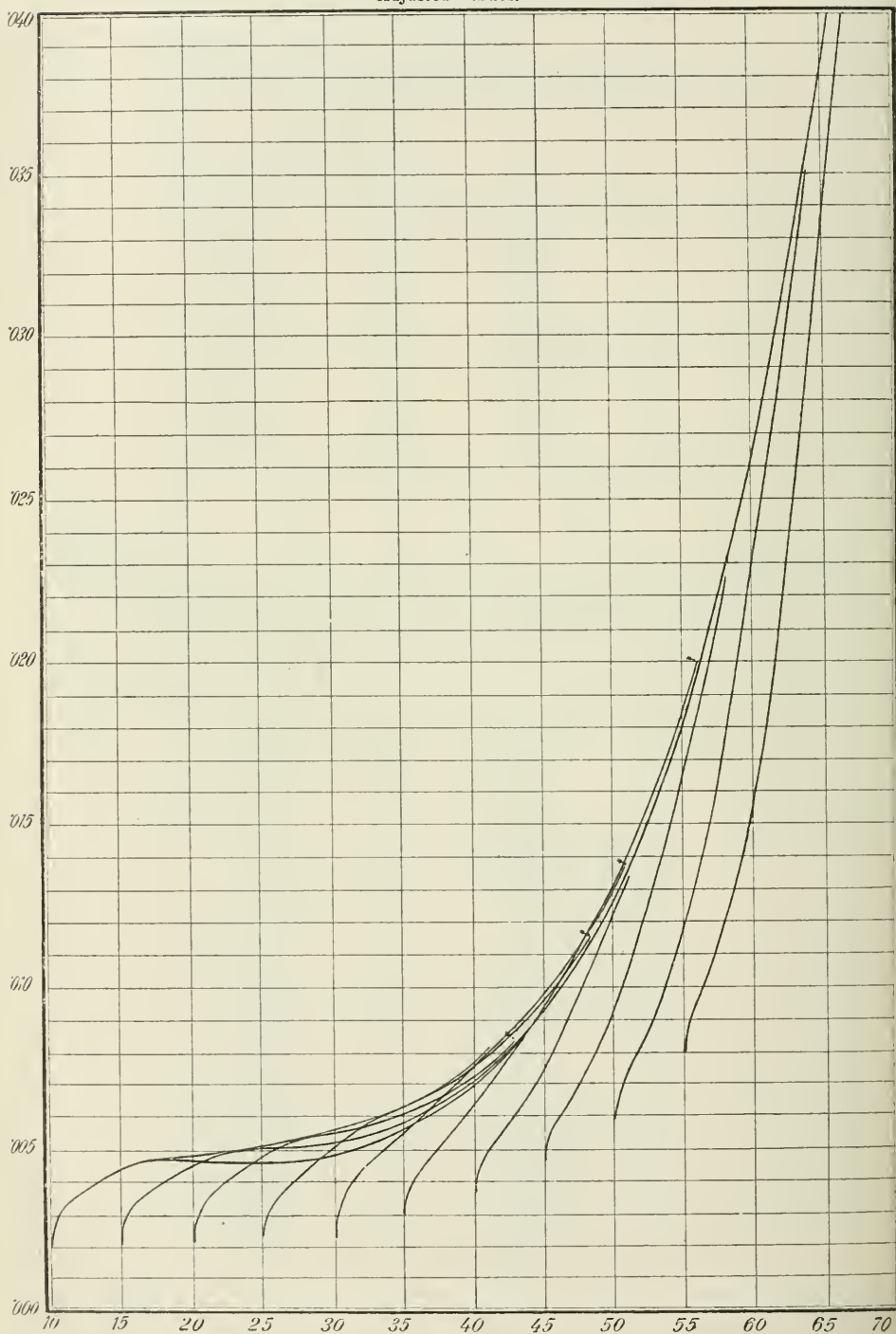
Table XII.

$$O[EM]_{10}$$

Endowment Assurance Experience (1863—1893) excluding the first
ten Years of Assurance. — Adjusted Mortality.

x	q _x	x	q _x
20	·0042496	45	·0096778
21	·0043147	46	·010226
22	·0043856	47	·010822
23	·0044628	48	·011472
24	·0045469	49	·012179
25	·0046385	50	·012949
26	·0047382	51	·013788
27	·0048466	52	·014701
28	·0049649	53	·015696
29	·0050937	54	·016779
30	·0052338	55	·017958
31	·0053865	56	·019242
32	·0055527	57	·020641
33	·0057337	58	·022164
34	·0059307	59	·023822
35	·0061453	60	·025628
36	·0063790	61	·027594
37	·0066335	62	·029735
38	·0069106	63	·032067
39	·0072124	64	·034606
40	·0075410	65	·037370
41	·0078988	66	·040381
42	·0082884	67	·043659
43	·0087127	68	·047229
44	·0091747	69	·051116

British Offices Life Tables 1893. — Endowment Assurances. Males.

 $q[x]+t.$
Adjusted Values.

XII.

Die Sterblichkeitsmessung in der allgemeinen Bevölkerung. (Sammlung des Materiales; die zweckmäßigsten Intervalle zwischen zwei Zählungen; die Konstruktion der Mortalitätstabelle.)

The collection of national statistics for ascertaining the general rate of mortality; the most suitable interval to be arranged for between censuses; the best method of constructing mortality tables from national statistics.

Investigations sur la mortalité de la population générale. (Moyens à employer pour rassembler le matériel statistique; intervalle le plus convenable entre deux recensements; construction de la table de mortalité.)

Accertamento della mortalità della popolazione in generale. (Raccolta del materiale — durata degli intervalli fra due censimenti — costruzione delle tavole di mortalità).

XII. — A₁.

Über die Berechnung von Sterblichkeitstafeln in der offiziellen dänischen Statistik.

Von **Anders Hansen**, Kopenhagen.

I.

Die offizielle dänische Statistik fängt mit der Einrichtung des sogenannten „Tabelkontor“, einer Abteilung der „Rentekammer“ (dem jetzigen Finanzministerium entsprechend) im Jahre 1797 an. Obschon die statistisch Interessierten der damaligen Zeit der Tätigkeit des „Tabelkontor“ mit großen Erwartungen entgegensahen, ist diese Einrichtung zu einer großen Enttäuschung geworden. Von einigen ganz vereinzelt Mitteilungen über die Volkszählung im Jahre 1801 abgesehen, hat man in der Öffentlichkeit von der neuen Einrichtung nichts erfahren und ihre Bedeutung beschränkt sich deshalb darauf, durch Sammeln von statistischem Material den Grund zu späteren Veröffentlichungen über die damaligen Verhältnisse zu legen. Im Jahre 1819 wurde das „Tabelkontor“ aufgehoben und es wurde einem Angestellten der „Rentekammer“ der Auftrag gegeben, neben seinen anderen Geschäften die dänische Statistik zu besorgen. Wenn das „Tabelkontor“ den statistischen Bedürfnissen nicht genügte, mußte diese Ordnung es noch weniger tun können. Beim Beginne des dritten Jahrzehntes des 19. Jahrhunderts wurde die Einrichtung einer brauchbaren Statistik ganz unerläßlich, da die Regierung zu dieser Zeit mit der Ordnung der ratgebenden Provinzialstände beschäftigt war und bei den über Gesetzgebung und Verwaltung zwischen der Regierung und den Provinzialständen später stattzufindenden Verhandlungen ein

zuverlässiges Material als eine notwendige Voraussetzung betrachtet werden mußte. Dem damaligen Finanzminister *Jonas Collin* gebührt die Ehre, im Jahre 1833 eine neue Ordnung der dänischen Statistik geschaffen zu haben. Es wurde eine Kommission von fünf, später neun Mitgliedern (darunter *Collin* selbst und der bekannte Jurist *A. S. Ørsted*) ernannt und dieser Kommission wurde der Auftrag gegeben, das Sammeln von Material und die statistische Bearbeitung und die Veröffentlichung dieses Materials zu leiten. Der einleitende Text zu den von dieser Kommission herausgegebenen „Tabellwerken“ wurde in der Regel von den Mitgliedern der Kommission, ab und zu aber auch von außerhalb der Kommission stehenden Sachkundigen verfaßt. So findet sich in dem „statistischen Tabellwerk“ (älteste Reihe, Heft 6) eine Abhandlung von dem damaligen Professor der Medizin an der Kopenhagener Universität *E. Fenger*, über die Methode, die er bei der Berechnung der ersten Sterblichkeitstafel für Dänemark benützt hat und die Resultate dieser Rechnungen in Bezug auf die Sterblichkeit in Dänemark in der Periode 1835—1839. Außerdem hat die Kommission noch zwei andere Tafelwerke über die Sterblichkeit in Dänemark herausgegeben: „Statistisk Tabellværk“, älteste Reihe, Heft 1, welches die Sterbefälle der Periode 1801—1833 behandelt und „Statistisk Tabellværk“, älteste Reihe, Heft 10, über die Sterblichkeitsverhältnisse der Periode 1840—1844.

Die Arbeiten der „Tabellkommission“ sind sorgfältig und mit Sachverständnis ausgeführt worden, allmählich hat sich aber gegen die Kommission wegen mangelnder Planmäßigkeit eine gewisse Kritik erhoben, die schließlich dazu führte, daß die Tabellkommission im Jahre 1848 aufgehoben und ihre Geschäfte unter das Ministerium hinverlegt wurden. Im Jahre 1850 wurde das dänische statistische Bureau unter der Leitung eines einzigen Mannes, statt einer Kommission eingerichtet; von 1850 bis 1873 war der Direktor des Bureaus gleichzeitig Professor an der Universität oder er bekleidete ein anderes Staatsamt; vom Jahre 1873 ab hat der Direktor des statistischen Bureaus eine unabhängige, von Nebenbeschäftigungen freie Stellung.

Nach 1850 sind über die Sterblichkeitsverhältnisse Dänemarks folgende Publikationen erschienen, für die Perioden 1845—1849 und 1850—1854: „Statistisk Tabellværk“, neue Reihe, Band 1 beziehungsweise Band 17; für 1855—1859, 1860—1864 und 1865—1869: „Statistisk Tabellværk“, 3. Reihe, Band 2 beziehungsweise 12 und 25; für 1870—1874, 1875—1879, 1880—1884, 1885—1889 und 1890—1894: „Statistisk Tabellværk“, 4. Reihe, litera A, Nr. 1 beziehungsweise 2, 5, 7 und 9 und endlich für die Jahre 1895—1900 und 1901—1905: „Statistisk Tabellværk“, 5. Reihe, litera A, Nr. 2 beziehungsweise 6.

II.

In einer Sterblichkeitstafel findet man einen zahlenmäßigen Ausdruck der Sterblichkeit in den verschiedenen Lebensjahren. Im engeren Sinn wird das Wort von einer Tafel gebraucht, wo man die Sterbenswahrscheinlichkeit der verschiedenen Altersperioden vorfindet. Eine Dekrementtafel ist eine Tafel, wo man angegeben hat, wieviele Individuen von einer bestimmten Anzahl in einem bestimmten Alter (z. B. 100.000 Neugeborenen) am Anfang jedes der folgenden in der Tafel angegebenen Lebensjahre noch am Leben sind. Wenn man mit x das Alter bezeichnet, mit l_x die Zahlen der Dekrementtafel, mit d_x die im Alter zwischen x und $x+1$ Gestorbenen und mit q_x die Wahrscheinlichkeit, in derselben Periode zu sterben, dann hat man

$$d_x = l_x - l_{x+1}, \quad q_x = \frac{d_x}{l_x} = 1 - \frac{l_{x+1}}{l_x}, \quad l_x = \sum_{t=x}^w d_t,$$

worin w das letzte Alter der Dekrementtafel bedeutet. Man sieht leicht, daß, wenn nur eine von den Kolonnen l_x , d_x und q_x bekannt ist, man die zwei übrigen konstruieren kann.

Wenn man eine *stationäre* Bevölkerung vor sich hätte, d. i. eine Bevölkerung, wo die Zahl der Geburten gleich der der Todesfälle wäre und wo keine Ein- und Auswanderung stattfände, wo also die Bevölkerungsziffer und außerdem die Altersverteilung konstant wäre, dann würden die Resultate einer Volkszählung eine Reihe von Werten geben, die man als eine Tafel über l_x benutzen könnte. Auch könnte man durch ein einfaches Zählen der Todesfälle in den verschiedenen Altersklassen Werte erhalten, die direkt für die Kolonne d_x angewandt werden könnten.

Die Bevölkerung eines bestimmten Gebietes ist aber in unseren Tagen keine stationäre und deshalb sind diese zwei einfachen Methoden nicht anwendbar: wie große Abweichungen diese Methoden für Dänemark, gegenseitig und den tatsächlich vorhandenen Verhältnissen gegenüber, liefern würden, zeigt uns die Tafel I, wo ein fünfjähriges Intervall gewählt ist. Mit $d_{x, x+5}$ bezeichnen wir die Anzahl der im Alter zwischen x und $x+5$ Gestorbenen; $q_{x, x+5}$ bezeichnet die Sterbenswahrscheinlichkeit in dieser Periode. Die Kolonnen für l , d und q sind berechnet: 1. nur aus der Anzahl von Todesfällen in der Periode 1895—1900, 2. nur aus der Volkszählung vom 1. Februar 1901, deren Werte als proportional zu den Größen l_x in einer Überlebens-tafel betrachtet worden sind, 3. mit Rücksicht auf die Beweglichkeit der Bevölkerung aus den Todesfällen und Wanderungen 1895—1900, sowie aus den Volkszählungen 1890 und 1901. Ein Vergleich zwischen den Kolonnen $d_{x, x+5}$ in der ersten und der dritten Abteilung der Tafeln

zeigt, welchen Einfluß die allmählich steigende Zahl der Geburten auf das d_x der ersten Abteilung hat. In den jüngeren Jahren werden die Werte zu groß, um 50 Jahre herum befindet sich ein Gleichgewichtspunkt und später bekommt man zu kleine Werte für d_x .

In ähnlicher Weise wird man unter anderem die Wirkung der Wanderungen durch einen Blick auf die 2. und 3. Abteilung der Tafel gewahr. Besonders bemerkt man in dieser Hinsicht die große Abweichung zwischen den Kolonnen $q_x, x+5$ im Alter unter 50 Jahren.

Tafel I.
Sterblichkeitstafel. (Männer.)

Berechnet aus den Todesfällen 1895—1900				Berechnet aus der Volkszählung vom 1. Februar 1901			Für die Periode 1895—1900 aus Geburten, Volkszählungen, Todes- fällen und Wanderungen berechnet		
x	l_x	$d_x, x+5$	$q_x, x+5$	l_x	$d_x, x+5$	$q_x, x+5$	l_x	$d_x, x+5$	$q_x, x+5$
5	1000	39	0·039	1000	99	0·099	1000	20	0·020
10	961	28	0·029	901	34	0·038	980	14	0·014
15	933	34	0·036	867	130	0·150	966	20	0·021
20	899	41	0·046	737	79	0·107	946	26	0·027
25	858	32	0·037	658	111	0·169	920	25	0·027
30	826	33	0·040	547	51	0·093	895	26	0·029
35	793	37	0·047	496	34	0·069	869	30	0·035
40	756	45	0·060	462	39	0·084	839	38	0·045
45	711	49	0·069	423	54	0·128	801	45	0·056
50	662	56	0·085	369	57	0·154	756	56	0·074
55	606	68	0·112	312	34	0·109	700	70	0·100
60	538	84	0·156	278	40	0·144	630	87	0·138
65	454	96	0·212	238	72	0·303	543	112	0·206
70	358	118	0·330	166	41	0·247	431	128	0·297
75	240	115	0·479	125	56	0·448	303	129	0·426
80	125	80	0·641	69	45	0·652	174	103	0·592
85	45	34	0·756	24	19	0·792	71	53	0·746
90	11	11	—	5	5	—	18	—	—

Eine korrekte Berechnung der Sterblichkeitsverhältnisse in den beweglichen Bevölkerungsgebieten der jetzigen Zeit verlangt Kenntnis sowohl von der Anzahl der Todesfälle in jeder der Altersgruppen, für welche man Berechnungen unternehmen will, wie von der Bevölkerungszahl dieser (oder im Anfang derselben) Altersgruppen und der Größe der Wanderungen. Die Zuverlässigkeit der Berechnungen hängt teils von der Genauigkeit ab, womit die Beobachtungen dieser Verhältnisse gemacht worden sind, teils von der Größe und Gleichförmigkeit des Gebietes, welches sich dem Beobachter darbietet.

Die Anzahl der Individuen, welche beobachtet werden, soll so groß sein, daß das Gesetz der großen Zahlen, auf dem jede aposteriorische Wahrscheinlichkeitsberechnung ruht, als gültig vorausgesetzt werden kann. Andererseits soll man auch darauf Rücksicht nehmen, daß das beobachtete Material dadurch, daß man es so groß wie möglich machen will, Gruppen umfassen wird, in welchen die Sterblichkeitsverhältnisse sehr ungleichförmig sind. Die eingehenden Untersuchungen der Neuzeit haben nämlich gezeigt, daß das Alter nicht der einzige wesentliche Umstand ist, sondern daß auch verschiedene andere Umstände, z. B. Naturverhältnisse, Rasseverschiedenheiten und soziale Verhältnisse auf die Größe der Sterblichkeit Einfluß haben. Auch wenn das Gesetz der großen Zahlen als notwendige Bedingung aufgefaßt werden muß, darf man nicht vergessen, daß auch andere Rücksichten sich geltend machen können, daß es auch etwas gibt, was das Gesetz der kleinen Zahlen heißt und, daß dies Gesetz verlangt, daß die Zahl der beobachteten Individuen nicht willkürlich vermehrt werden darf, wenn die Gleichförmigkeit darunter leiden würde. So kann es oft vorkommen, daß Sterblichkeitstafeln, die aus den Bevölkerungsverhältnissen in kleinen Staaten berechnet wurden, mindestens ebenso wertvoll sind, wie die entsprechenden, die man aus der größeren, aber dann auch mehr ungleichförmigen Bevölkerung der großen Staaten berechnet hat. Die Grundlage der offiziellen dänischen Statistik der Bewegung der Bevölkerung durch Geburten, Todesfälle (und Eheschließungen) ist die geistliche Registrierung. Auf Grundlage der Kirchenbücher füllen die Geistlichen jedes Jahr Schemata aus, welche dann für statistische Bearbeitung weitergeschickt werden. Im Anfang des vorigen Jahrhunderts wurden diese Listen an das „Tabelkontor“ geschickt, später an die „Tabelkommission“ und, nachdem diese aufgehoben war, an das statistische Bureau, welches vom Staate errichtet wurde. Die Registrierung ist sicher durchschnittlich gewissenhaft gewesen und dies gilt auch der Übertragung der Data der Kirchenbücher auf die Schemata, so daß die numerischen Angaben in allem wesentlichen zuverlässig sind, und je mehr, je näher wir der Jetztzeit kommen.

Wie detailliert die Angaben waren, hängt von den Fragen ab, die die Schemata den Geistlichen vorlegten. Bis 1834 gaben die Todeslisten nur Zahl und Geschlecht der Gestorbenen nach 10 jährigen Altersklassen an. Vom Jahre 1835 an wurden die Altersklassen 0—1 Jahr, 1—3 Jahre, 3—5 Jahre und dann Fünf-Jahres-Altersklassen. Von 1850 an gibt die Liste die Anzahl der Gestorbenen in jedem der ersten 5 Lebensjahre an, und von 1855 an wird das erste Lebensjahr in folgende Unterabteilungen eingeteilt: 0—1 Monat, 1—2 Monate, 2—3 Monate, 3—6 Monate, 6—9 Monate, 9—12 Monate. Unter den Gestorbenen der ersten Altersklasse waren bis jetzt immer die Todgeborenen mitgerechnet. Ihre Anzahl wurde wohl in den Listen der Geborenen besonders angegeben, da aber die Regeln, wonach diese registriert wurden, etwas schwankend waren und man gewöhnlich ein Kind, das binnen 24 Stunden nach der Geburt starb, unter die Todgeborenen rechnete, kann man diese Angaben zur Berechnung der genauen Zahl der lebendig geborenen Kinder oder der Kinder, die in der ersten Altersgruppe starben, nicht gebrauchen. Von 1860 an werden die Todesfälle des ersten Monats in zwei Gruppen geteilt und zwar in die Altersklassen 0—24 Stunden und 24 Stunden bis 1 Monat, während die wirkliche Zahl der Todgeborenen für sich registriert wurde und also nicht mehr zu den Todesfällen vor 24 Stunden mitgerechnet wurde. Nach 1860 sind die Angaben der Todeslisten nicht detaillierter geworden und man hat also heutzutage Kenntnis von der Anzahl der Todesfälle der dänischen Bevölkerung in folgenden Altersklassen, für Männer und Frauen gesondert: 0—24 Stunden, 24 Stunden bis 1 Monat, 1—2 Monate, 2—3 Monate, 2. Vierteljahr, 3. Vierteljahr, 4. Vierteljahr, 2. Jahr, 3. Jahr, 4. Jahr, 5—10 Jahre, 10—15 Jahre, 15—20 Jahre, . . . 95—100 Jahre und über 100 Jahre. Sowohl Geburten wie Todesfälle, letztere für jede von den oben genannten Altersklassen, werden für jeden Monat des Jahres angegeben. Das Trennen der lebendig Geborenen von den Todgeborenen geht nach folgenden Regeln vor: als lebendig geboren wird jeder lebendiggeborene Fötus angesehen, gleichgültig in welchem Monat der Schwangerschaft er zur Welt gekommen ist. Als todtgeboren wird jeder Fötus, der in der 29. Woche der Schwangerschaft oder später ohne deutliche Zeichen des Lebens zur Welt gekommen ist, angesehen. Wenn er vor der 29. Woche zur Welt gekommen, wird er nicht registriert.

Außer der Kenntnis der Geburten und Todesfälle verlangt die Berechnung einer Sterblichkeitstafel für eine Bevölkerung auch die Kenntnis der *Volkszähl* in den verschiedenen Altersklassen und der *Wanderungen*. Ebenso wie es bei den Todeslisten der Fall war, kann man davon ausgehen, daß die dänischen Volkszählungen, die seit dem

Anfang der dänischen Statistik abgehalten worden sind, in allem wesentlichen genau sind (mit Ausnahme von der Volkszählung vom 1. Februar 1850) und zwar umsomehr, je näher wir der Jetztzeit kommen. Hierzu mitwirkend ist teils die steigende Bildung, teils die durch Übung vergrößerten Kenntnisse, teils auch verbesserte Arbeitsmethoden. Auch werden die Angaben mit der Zeit detaillierter. Während die ältesten Volkszählungen nur zehnjährige Gruppen haben, geht man zum erstenmal am 18. Februar 1834 zu fünfjährigen Gruppen über und zwar mit der Altersklasse 0—5 Jahre noch in drei kleinere geteilt: 0—1 Jahr, 1—3 Jahre und 3—5 Jahre.

Die folgenden Volkszählungen führen noch einige weitere Teilungen ein und bei der Volkszählung am 1. Februar 1870 geht man zu Ein-Jahres-Altersklassen über. Bis 1870 gingen die Volkszählungen darauf hinaus, die *wohnhafte* Bevölkerung zu finden, während die Volkszählung vom 1. Februar 1870 und die darauffolgenden als Ziel gehabt haben, die *tatsächliche* Bevölkerung am Zählungstage festzustellen, d. h. die am Zählungstage im Lande lebende Anzahl Menschen, indem alle an dem Tage Anwesenden mitgerechnet werden und zufällig Abwesende außer Betracht kommen. Da die Sterbelisten auch die Anzahl Todesfälle in der tatsächlichen Bevölkerung angeben, so hat man hierdurch erreicht, daß die Bevölkerungszahl und die Zahl der Todesfälle einander genauer entsprechen und deshalb kann der Übergang von der wohnhaften zur tatsächlich anwesenden Bevölkerung — wenn dieser Übergang auch aus ganz anderen Gründen vorgenommen ist — der Genauigkeit der Sterblichkeitsberechnungen nur günstig sein. Im übrigen ist der Größenunterschied zwischen der wohnhaften und der tatsächlichen Bevölkerung nur gering, da die Volkszählungen am 1. Februar stattfinden, also zu einer Zeit, wo die Bevölkerung beinahe stationär ist.

In Bezug auf die Wanderungen kennt man (und zwar vom Jahre 1869 an) nur die *überseeische Auswanderung*, für jedes Jahr und für die folgenden Jahresklassen spezifiziert: 0—15, 15—20, 20—25, 25—30, 30—40, 40—60 und über 60 Jahre, für Männer und Frauen gesondert. Das Material, worauf diese Statistik aufgebaut ist, besteht aus Duplikaten der hier im Lande abgeschlossenen Auswanderungsverträge, die von den autorisierten Auswanderungsagenten an das statistische Bureau eingesandt werden müssen. Wenn dies Material auch mangelhaft ist, zur Beleuchtung der Frage von den Wanderungen kann man doch — wie aus einem späteren Abschnitt ersichtlich — aus ihm einen bestimmten Nutzen ziehen.

Nachdem wir jetzt skizziert haben, in welcher Weise das Material zustande gebracht worden ist, und wie die Zahl der verschiedenen Angaben im Laufe der Zeit gewachsen ist, wollen wir im folgenden

Abschnitt versuchen auseinanderzusetzen, wie man auf Grund der vorhandenen Angaben versucht hat, sich einen Überblick über die Sterblichkeitsverhältnisse zu verschaffen. Zu diesem Zwecke hat man die Größen l_x und q_x berechnet und außerdem die mittlere Lebensdauer e_x , worunter man die Zeit versteht, die ein x -jähriger durchschnittlich noch zu leben hat. Wenn man mit kontinuierlichen Größen rechnet, hat man

$$e_x = \frac{1}{l_x} \int_0^w l_{x+t} dt$$

An Stelle des Integrales kann man folgende Formel benützen:

$$e_x = \frac{1}{2} + \frac{1}{l_x} \sum_{t=1}^w l_{x+t}$$

und diese ist in der Regel angewandt worden. In den älteren Sterblichkeitstafeln findet man auch die *wahrscheinliche Lebensdauer* vor. Wenn diese mit Θ bezeichnet wird, so hat man

$$l_{x+\Theta} = \frac{1}{2} l_x$$

Außerdem ist noch die Sterblichkeitsintensität, μ_x zu erwähnen, die allerdings als solche in keiner dänischen Sterblichkeitstafel aufgeführt ist, die wir aber im folgenden gelegentlich erwähnen werden; μ_x wird durch die folgende Gleichung definiert:

$$\mu_x = \frac{l_x - l_{x+dx}}{l_x \cdot dx} = -\frac{l'_x}{l_x} = -\frac{d \log l_x}{dx}$$

III.

In der ersten, auf Veranlassung der offiziellen dänischen Statistik herausgegebenen Publikation über die Sterblichkeit (Statistisk Tabellværk, älteste Reihe, Heft 1) wird die Periode 1801—1833 behandelt. Es wird keine tiefere Untersuchung gemacht, indem nur mitgeteilt wird, daß der *summarische Sterblichkeitsquotient* (d. i. die durchschnittliche jährliche Anzahl von Toten, dividiert durch das Mittel der Bevölkerungszahl am 1. Februar 1801 und am 18. Februar 1834) für die betreffende Periode 1:40 ist. Im Jahre 1842 erscheint die nächste Veröffentlichung über die Sterblichkeitsverhältnisse (Statistisk Tabellværk, älteste Reihe, Heft 6). Hier nimmt die Tafelkommission eine Abhandlung von Dr. med. E. Fenger, Professor an der Universität Kopenhagen auf, worin er mitteilt, wie er aus den Todeslisten für die Jahre 1835—1839 und den Volkszählungen vom 18. Februar 1834

und 1. Februar 1840, sowie aus der Anzahl von Geburten in den Jahren 1835—1839 eine Sterblichkeitstafel für diese Fünfjahrsperiode berechnet.

Die Todeslisten geben die jährliche Anzahl der Gestorbenen für die Altersklassen 0—1 Jahr, 1—3 Jahre, 3—5 Jahre und danach fünfjährige Altersklassen an. Die Volkszählung vom 1. Februar 1840 gibt die Zahlen für dieselben Altersgruppen an, während die Volkszählung am 18. Februar 1834 nur nach zehnjährigen Altersintervallen (0—10 Jahre, 10—20...) bearbeitet ist. Professor *Fenger* räsoniert nun so:

In den Jahren 1835—1839 wurden in Dänemark 101.845 männliche und 96.654 weibliche Individuen geboren. In denselben Jahren starben im Alter von 0—1 Jahr 20.265 männliche und 16.032 weibliche Individuen. Die Wahrscheinlichkeit, daß ein neugeborener Knabe vor dem Ausgange des ersten Lebensjahres stirbt, ist also $\frac{20.265}{101.845} = 0.199$ und für das Mädchen wird die entsprechende Zahl 0.166.

In den Jahren

1835—1838 wurden in Dänemark 82.032 Knaben geboren,

1835—1838 starben im Alter 0—1 Jahr 16.312 Knaben.

Von den in den Jahren

1835—1838 geborenen Knaben erreichen 65.720 Knaben das Alter von 1 Jahr.

In den Jahren 1836—1839 starben 4971 Knaben im Alter von 1—3 Jahren. Die Wahrscheinlichkeit, in dieser Altersperiode zu sterben, wird dann gleich $\frac{4971}{65.720} = 0.076$ gesetzt.

In den Jahren

1835—1836 wurden in Dänemark 41.429 Knaben geboren,

1835—1836 starben im Alter 0—1 Jahr 8.714 Knaben,

Rest 32.715

Die Durchschnittszahl für jedes Jahr 16.358

In den Jahren 1836—1838 starben im

Alter 1—3 Jahre durchschnittlich 1.214

Rest 15.144.

In den Jahren 1838—1840 starben im Alter von 3—5 Jahren durchschnittlich 448.

Die Sterbenswahrscheinlichkeit im Alter von 3—5 Jahren wird danach $\frac{448}{15.144} = 0.030$. Indem er in derselben Weise die Berechnung für Mädchen durchführte, fand er, wenn wir dieselben Bezeichnungen wie im vorigen Abschnitt anwenden:

	Knaben	Mädchen
q_0	0·199	0·166
$q_{1.3}$	0·076	0·072
$q_{3.5}$	0·030	0·034

Die Bestimmung dieser Brüche ist theoretisch gesehen nicht korrekt — was *Fenger* selber auch bemerkt zu haben scheint — indem ihre Zähler und Nenner — wie man leicht einsehen wird — nicht von derselben Geburtsbrut herrühren. Der Fehler, der dadurch hineingebracht wird, ist aber in der Praxis nicht groß. Bei der Berechnung von q_0 besteht auch ein anderer Fehler. Wir haben vorhin erwähnt, daß die Zahl der Todesfälle in der ersten Altersklasse der Todeslisten bis 1860 die Totgeborenen umfaßte. In dem Bruche q_0 ist der Zähler also die Anzahl der Gestorbenen + der Anzahl der Totgeborenen. Da q_0 von Rechts wegen ein Bruch sein soll, dessen Nenner eine bestimmte Zahl von lebendig Geborenen ist, während der Zähler die Anzahl bezeichnet, die von der beobachteten Brut im ersten Lebensjahre gestorben ist, wird der von *Fenger* gefundene Wert etwas zu groß, indem allerdings die Zähler und Nenner der Brüche beide wachsen, doch der erstere verhältnismäßig mehr als der letztere. Um einen Überblick der Abweichung zwischen den Resultaten, die man nach *Fengers* oben angegebener Methode und denen, die man nach einer vollständig korrekten Arbeitsmethode berechnet hat, wurden folgende Zahlen hier angeführt, die für Dänemark aus den Sterblichkeitserfahrungen 1901—1905 berechnet sind.

	Nach <i>Fengers</i> Methode		Richtige Werte	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
q_0	0·1545	0·1251	0·1307	0·1041
$q_{1.3}$	0·0266	0·0261	0·0275	0·0263
$q_{3.5}$	0·0099	0·0098	0·0100	0·0096

Was die beiden letzten Größen betrifft, ist die Abweichung ohne weitere Bedeutung. Der ziemlich große Unterschied der Werte für q_0 rührt hauptsächlich von den Totgeborenen her.

Bei der Berechnung der Sterblichkeit für die Altersjahre über fünf Jahre benützte er die Volkszählungen und Todeslisten. Er mußte dabei insofern Rücksicht auf die Wanderungen nehmen, daß diese ja immer ihren Einfluß auf die Zahl der Individuen, die man bei der Volkszählung konstatiert, ausüben. Da die Volkszählung vom 18. Februar 1834 nur zehnjährige Altersklassen hatte, berechnete er — indem er annahm, daß die Altersverteilung sich in diesen sechs Jahren nicht merkbar verändert hatte — mit Hilfe von den Resultaten der Volkszählung vom 1. Februar 1840 die Volkszahlen am 18. Februar 1834

in fünfjährigen Altersgruppen. Er bestimmt nun die durchschnittliche Sterbewahrscheinlichkeit $q'_{x, x+5}$ in jedem einzelnen Jahre von den fünfjährigen Intervallen 5—10, 10—15 als ein Bruch, dessen Zähler die durchschnittliche jährliche Anzahl der in den Jahren 1835 bis 1839 in der beobachteten Altersgruppe Gestorbenen ist, während der Nenner die durchschnittliche Volkszahl in diesen Jahren für dieselbe Altersklasse ist. Die durchschnittliche Volkszahl wird als die Durchschnittszahl zwischen den Volkszahlen 1834 und 1840 bestimmt. Wenn z. B. $D_{25, 30}$ die Anzahl der im Alter von 25—30 Jahren Gestorbenen und $F_{25, 30}$ die entsprechende durchschnittliche Volkszahl bezeichnet, so hat man laut *Fenger*:

$$q'_{25, 30} = \frac{\frac{1}{5} D_{25, 30}}{F_{25, 30}}$$

Die Dekrementtafel kann nun leicht konstruiert werden. Er setzt $l_0 = 1000$ und bekommt: $l_1 = l_0 q_0$; $l_3 = l_1 q_{1, 3}$; $l_5 = l_3 q_{3, 5}$; $l_{10} = l_5 (1 - q'_{5, 10})^5$; $l_{15} = l_{10} (1 - q'_{10, 15})^5$

Auch wenn das Resultat der *Fengerschen* Berechnung der Größen $q'_{x, x+5}$ dem richtigen praktisch gesehen sehr nahe kommt, so kann die Methode bei einer theoretischen Prüfung nicht bestehen. In der Weise, wie $q'_{x, x+5}$ berechnet worden ist, wird es in der Tat gleich dem Durchschnittswert der Sterblichkeitsintensität in der beobachteten Altersperiode. Dies, sowie die Methode, einen korrekteren Ausdruck für $q'_{x, x+5}$ zu finden, wird in der folgenden Weise, die in den Hauptzügen mit der Darstellung bei *Westergaard*: Die Lehre von Mortalität und Morbilität. Pag. 150 u. f. zusammenfällt, dargestellt.

Wir bezeichnen mit ${}_y f_{x, x+t}$ die Anzahl der Individuen einer Bevölkerung, die sich im Zeitmomente y im Alter zwischen x und $x+t$ befinden. Wenn nun $F_{x, x+t}$ die durchschnittliche Volkszahl für die Altersklasse x bis $x+t$ in der Periode y bis $y+\Theta$ bezeichnet, so hat man:

$$\int_y^{y+\Theta} {}_y f_{x, x+t} dy = \Theta F_{x, x+t}$$

Wenn μ den durchschnittlichen Wert der Sterblichkeitsintensität für die erwähnte Altersklasse in der beobachteten Zeitperiode bezeichnet, hat man, indem $D_{x, x+t}$ die Anzahl der Gestorbenen im Alter x bis $x+t$ in der Zeitperiode y bis $y+\Theta$ bezeichnet:

$$D_{x, x+t} = \int_y^{y+\Theta} \mu \cdot {}_y f_{x, x+t} dy = \mu \cdot \Theta \cdot F_{x, x+t}$$

wovon

$$\mu = \frac{D_{x, x+t}}{\Theta F_{x, x+t}} = \frac{\frac{1}{\Theta} D_{x, x+t}}{F_{x, x+t}}$$

also für $\Theta = t = 5$ eben die von *Fenger* angewandte Formel für $q'_{x, x+t}$.

Die Sterbenswahrscheinlichkeit $q'_{x, x+t}$ in einem Alter zwischen x und $x+t$ kann man z. B. in folgender Weise finden.

Man hat (vergl. Pag. 494)

$$\mu_x = - \frac{d \log l_x}{d x}$$

wovon

$$\log l_{x+t} - \log l_x = - \int_x^{x+t} \mu_x d x$$

$$\frac{l_{x+t}}{l_x} = e^{-\int_x^{x+t} \mu_x d x}$$

Man hat auch:

$$\frac{l_{x+t}}{l_x} = 1 - q_{x, x+t} = (1 - q'_{x, x+t})^t$$

woraus

$$1 - q'_{x, x+t} = e^{-\frac{1}{t} \int_x^{x+t} \mu_x d x}$$

Indessen ist

$$\mu = \frac{1}{t} \int_x^{x+t} \mu_x d x$$

also:

$$q'_{x, x+t} = 1 - e^{-\mu} = \mu - \frac{\mu^2}{2} + \frac{\mu^3}{6} - \frac{\mu^4}{24} + \dots$$

Da μ eine kleine GröÙe ist, wird diese Reihe nicht sehr verschieden von

$$\frac{\mu}{1 + \frac{\mu}{2}} = \mu - \frac{\mu^2}{2} + \frac{\mu^3}{4} - \frac{\mu^4}{8} + \dots$$

Man hat also — mit einem Fehler, der in der Regel verschwindend ist:

$$q'_{x, x+t} = \frac{\mu}{1 + \frac{\mu}{2}}$$

Wenn man nun

$$\mu = \frac{D_{x, x+t}}{\Theta \cdot F_{x, x+t}}$$

einsetzt, bekommt man

$$q'_{x, x+t} = \frac{D_{x, x+t}}{\Theta \cdot F_{x, x+t} + \frac{D_{x, x+t}}{2}} = \frac{\frac{1}{\Theta} \cdot D_{x, x+t}}{F_{x, x+t} + \frac{1}{\Theta} \cdot \frac{D_{x, x+t}}{2}}$$

Die durchschnittliche Sterbenswahrscheinlichkeit in jedem einzelnen Jahre einer t -jährigen Altersperiode kann also als ein Bruch bestimmt werden, dessen Zähler die durchschnittliche, jährliche Anzahl von Todesfällen in der beobachteten Altersgruppe ist, während der Nenner die durchschnittliche Volkszahl + der Hälfte der jährlichen Durchschnittsanzahl von Todesfällen bezeichnet.

Der Unterschied zwischen den Resultaten, die man durch diese richtigere Formel findet, und denen, die man mit Hilfe von *Fengers* Arbeitsmethode gefunden hat, ist für die meisten Altersgruppen gering. Um eine Vorstellung hievon zu geben, wird auf die Tafel 2 hingewiesen, die aus den Sterblichkeitserfahrungen für Dänemark in den Jahren 1860—1869 berechnet ist.

In einer Abhandlung in „Det kongelige medicinske Selskabs Skrifter“. Neue Reihe, erster Band, Kopenhagen 1848, berechnet *Fenger* eine Sterblichkeitstafel für Dänemark für die Periode 1840—1844 aus den Todeslisten für diese Periode und der Volkszählung vom 1. Februar 1840 und 1. Februar 1845. Die Altersgruppen der Volkszählungen und der Todeslisten sind dieselben und diese wurden auch bei der Berechnung der ebenerwähnten Sterblichkeitstafel benützt. Er hat hier eine etwas systematischere Arbeitsmethode bei der Berechnung der Größen $q_{1,3}$ und $q_{3,5}$ angewandt. Wenn $N_{40,44}$ die Anzahl der Geburten in der Periode 1840—1844 bezeichnet, während ${}_{40,44}D_{0,1}$ die Anzahl der Gestorbenen im Alter 0—1 Jahr in derselben Zeitperiode bezeichnet, setzt *Fenger* in Analogie mit seiner früheren Arbeitsmethode:

$$q_0 = \frac{{}_{40,44}D_{0,1}}{N_{40,44}}$$

Dagegen wird $q_{1,3}$ durch den Bruch

$$q_{1,3} = \frac{{}_{40,44}D_{1,3}}{N_{39,43} - {}_{39,43}D_{0,1}}$$

bestimmt und $q_{3,5}$ durch:

$$q_{3,5} = \frac{{}_{40,44}D_{3,5}}{N_{37,41} - ({}_{37,41}D_{0,1} + {}_{38,42}D_{1,3})}$$

Was oben über die Fehler bei der Berechnung dieser drei Größen für die Periode 1835—1839 gesagt wurde, gilt auch hier. Dagegen

ist er darauf aufmerksam geworden, daß der Bruch $\frac{\frac{1}{5}D}{F}$, den er früher für das Alter über fünf Jahre benützte, nicht mit der Sterbenswahrscheinlichkeit identisch ist. Während er immer noch die Brüche $\frac{\frac{1}{5}D}{F}$ in der Tafel der Sterblichkeitsquotienten gebraucht, wendet er aber bei der Berechnung der Dekrementtafel die Brüche $\frac{\frac{1}{5}D}{F + \frac{1}{5} \cdot \frac{D}{2}}$ an.

Den Grund dazu gibt er in folgender Weise an: „Ich bin darauf aufmerksam geworden, daß, wenn ich aus den Listen berechnet habe, daß in einem gewissen Lebensjahre, z. B. zehn von tausend Menschen sterben, so ist dies nicht ganz so zu verstehen, daß von jedem Tausend, das am Anfang des Jahres lebt, zehn, ehe das Jahr zu Ende ist, sterben. Die Volkszählung gibt mir nämlich die Tausend auf das ganze Lebensjahr verteilt. Nehme ich nun an, daß diese gleichmäßig verteilt sind, so kann ich sie alle als in der Mitte des Jahres lebend betrachten, und das Verhältnis zwischen denjenigen, die am Anfang des Jahres und denen, die am Schluß des Jahres leben, wird also nicht $1:(1-0.01)$, sondern $(1 + \frac{1}{2} \cdot 0.01) : (1 - \frac{1}{2} \cdot 0.01)$.“

Durch diese elementare Überlegung ist Professor *Fenger* zu demselben Resultat gekommen, wie wir durch Operieren mit mathematischen Formeln.

Für die Periode 1840—1849 hat *C. J. Kayser* eine Sterblichkeitstafel berechnet, die in „Statistisk Tabelværk“, Neue Reihe, erster Band, erschienen ist. Er benützt dieselbe Methode wie *Fenger* für die Periode 1840—1844. *H. V. Meyer* scheint eine ähnliche Methode bei seiner Berechnung der Sterblichkeitstafel für die Periode 1845—1854 angewandt zu haben.

Von 1850 an wurden die Todeslisten insofern verändert, daß die Anzahl der Toten während fünf Jahren auf einjährige Altersklassen verteilt wurde. Da dies doch nicht gleichzeitig überall im Königreich eingeführt wurde, mußte man, als man für die Periode 1855—1859 eine Sterblichkeitstafel berechnen wollte und dabei die Sterblichkeitsquotienten für jedes der fünf ersten Jahre haben wollte, die Methode *Quetelets* benützen, nach welcher man die gesuchten Sterbenswahrscheinlichkeiten (q_0 , q_1 , q_2 , q_3 und q_4) nur aus der Anzahl der Geburten und der Zahl der unter fünf Jahren gestorbenen Kinder für die Fünfjahrsperiode 1855—1859 berechnete. Nur die Rücksicht auf das Material veranlaßte, daß man nicht für diese Altersklassen *Fengers*

Methode gebrauchte. Für die Altersklassen über fünf Jahre ging man ganz wie früher vor.

Die Sterblichkeitstafel für die Periode 1860—1869 ist von *H. F. Lund* berechnet worden. Von 1860 an hatte die Sterblichkeitsstatistik eine wichtige Veränderung erhalten, indem die Totgeborenen besonders abgetrennt wurden und die Todesfälle für das Alter unter fünf Jahre auf folgende Altersgruppen verteilt wurden: 0—24 Stunden, 24 Stunden bis 1 Monat, 2. Monat, 3. Monat, 2. Vierteljahr, 3. Vierteljahr, 4. Vierteljahr, 2. Lebensjahr, 3. Lebensjahr, 4. Lebensjahr und darnach fünfjährige Gruppen wie früher. Bei der Bestimmung von q_0 , q_1 , q_2 , q_3 und q_4 wird die *Fengersche* Methode gebraucht. Wenn $N_{60, 69}$ die Anzahl der Geburten in der Periode 1860—1869 bezeichnet, während ${}_{60, 69}D_{0, 1}$ die Anzahl der in derselben Periode im Alter 0—1 Jahr Gestorbenen angibt, wird

$$q_0 = \frac{{}_{60, 69}D_{0, 1}}{N_{60, 69}}$$

gesetzt und mit Benützung analoger Bezeichnungen:

$$q_1 = \frac{{}_{60, 69}D_{1, 2}}{N_{59, 68} - {}_{59, 68}D_{0, 1}}$$

$$q_2 = \frac{{}_{60, 69}D_{2, 3}}{N_{58, 67} - ({}_{58, 67}D_{0, 1} + {}_{59, 68}D_{1, 2})}$$

$$q_3 = \frac{{}_{60, 69}D_{3, 4}}{N_{57, 66} - ({}_{57, 66}D_{0, 1} + {}_{58, 67}D_{1, 2} + {}_{59, 68}D_{2, 3})}$$

$$q_4 = \frac{{}_{60, 69}D_{4, 5}}{N_{56, 65} - ({}_{56, 65}D_{0, 1} + {}_{57, 66}D_{1, 2} + {}_{58, 67}D_{2, 3} + {}_{59, 68}D_{3, 4})}$$

Da die Totgeborenen abgetrennt wurden, findet man den Fehler in q_0 , der früher dadurch kam, daß diese im Zähler und im Nenner mitberechnet waren, nicht mehr. Nun bleibt nur zurück, daß Zähler und Nenner in oben erwähnten Formeln nicht genau aus derselben Geburtsbrut stammen: der dadurch entstandene Fehler ist aber sehr gering. Man hat z. B. für die Periode 1901—1905

	Nach <i>Fengers</i> Methode		Wenn Zähler und Nenner von q derselben Geburtsbrut gehören	
	Knaben	Mädchen	Knaben	Mädchen
q_0	0·1321	0·1059	0·1307	0·1041
q_1	0·0197	0·0193	0·0196	0·0190
q_2	0·0081	0·0080	0·0079	0·0077
q_3	0·0058	0·0055	0·0058	0·0054
q_4	0·0043	0·0043	0·0043	0·0041

Auch wird die Sterbenswahrscheinlichkeit in den einzelnen Altern unter ein Jahr durch Methoden analog der Formel für q_0 berechnet.

Für die Altersperioden über fünf Jahre berechnet er die Sterblichkeitsquotienten nach der Formel:

$$q'_{x, x+5} = \frac{\frac{1}{10} D_{x, x+5}}{F_{x, x+5} + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{10} D_{x, x+5}}$$

die man aus der früher (Pag. 499) gefundenen Formel dadurch bekommt, daß man $\Theta = 10$ und $t = 5$ setzt.

In einem kleinen Hefte (La construction des tables de mortalité à l'aide des données de la statistique générale) teilt er seine Ansichten darüber, wie eine Sterblichkeitstafel konstruiert werden sollte, mit, ebenso wie man seiner Ansicht nach aus der eben erwähnten Formel die Anforderungen der Theorie annähernd befriedigen kann. Indem $F_{x, x+1}$ die durchschnittliche Volkszahl für das Alter x bis $x+1$ und $D_{x, x+1}$ die jährliche Anzahl im selben Alter Gestorbenen bezeichnen, räsontiert er in folgender Weise:

Wenn die Bevölkerung im Alter von x bis $x+1$ als von konstanter Größe $F_{x, x+1}$ betrachtet werden kann, so daß jeder Gestorbene sofort dadurch erstattet wird, daß ein Neuer in die Gruppe tritt, dann ist die Wahrscheinlichkeit dafür, daß ein bestimmter Todesfall irgend eines von den betreffenden Individuen treffen soll, gleich $\frac{1}{F_{x, x+1}}$, die Wahrscheinlichkeit, daß der Betreffende dem Tode entgeht, also

$$1 - \frac{1}{F_{x, x+1}} = \frac{F_{x, x+1} - 1}{F_{x, x+1}}.$$

Infolgedessen wird die Wahrscheinlichkeit, daß ein x -jähriger das Alter $x+1$ Jahre erreicht,

$$1 - q_x = \left(\frac{F_{x, x+1} - 1}{F_{x, x+1}} \right)^{D_{x, x+1}}$$

Für fünfjährige Altersklassen bekommt man in derselben Weise:

$$1 - q_{x, x+5} = (1 - q'_{x, x+5})^5 = \left(\frac{F_{x, x+5} - 1}{F_{x, x+5}} \right)^5 D_{x, x+5}^{(1)}$$

indem $D_{x, x+5}^{(1)}$ die jährliche Anzahl der im Alter von x bis $x+5$ Gestorbenen bezeichnet und also

$$1 - q'_{x, x+5} = \left(\frac{F_{x, x+5} - 1}{F_{x, x+5}} \right) D_{x, x+5}^{(1)}$$

Weil der Exponent eine große Zahl ist, benützt er nicht diese Grundformel für praktische Berechnung. Durch einige elementare Überlegungen, die im wesentlichen mit dem oben von *Fenger* Zitierten zusammenfallen, findet er die Formel

$$q'_{x, x+5} = \frac{D_{x, x+5}^{(1)}}{F_{x, x+5} + \frac{1}{2} D_{x, x+5}^{(1)}}$$

die mit der früher erwähnten Formel (Pag. 000) identisch ist, indem

$$D_{x, x+5}^{(1)} = \frac{1}{10} D_{x, x+5}.$$

Um nun die beiden Ausdrücke

$$1 - q'_{x, x+5} = \left(\frac{F_{x, x+5} - 1}{F_{x, x+5}} \right) D_{x, x+5}^{(1)}$$

und

$$1 - q'_{x, x+5} = \frac{F_{x, x+5} - \frac{1}{2} D_{x, x+5}^{(1)}}{F_{x, x+5} + \frac{1}{2} D_{x, x+5}^{(1)}}$$

in Übereinstimmung miteinander zu bringen, findet er aus dem ersteren

$$\log(1 - q'_{x, x+5}) = D_{x, x+5}^{(1)} [\log(F_{x, x+5} - 1) - \log F_{x, x+5}].$$

Wenn $D_{x, x+5}^{(1)}$ im Verhältnis zu $F_{x, x+5}$ genügend klein ist, wird die Seite rechts vom Gleichheitszeichen sehr nahe gleich dem Logarithmus eines Bruches, dessen Zähler um $D_{x, x+5}^{(1)}$ kleiner als der Nenner ist. Man hat also

$$1 - q'_{x, x+5} = \begin{cases} \frac{F_{x, x+5} - D_{x, x+5}^{(1)}}{F_{x, x+5}} \\ \frac{F_{x, x+5} - \frac{1}{2} D_{x, x+5}^{(1)}}{F_{x, x+5} + \frac{1}{2} D_{x, x+5}^{(1)}} \\ \frac{F_{x, x+5}}{F_{x, x+5} + D_{x, x+5}^{(1)}} \end{cases}$$

Es liegt nahe, den mittleren Bruch zu wählen, und um eine Vorstellung von der Größe der Abweichung zu bekommen, berechnet er $q'_{x, x+5}$ nicht nur nach der mittleren, sondern auch nach den zwei anderen Formeln. Die gefundenen Werte für Männer findet man in der Tafel 2.

Tafel 2.

Alter	$\frac{D}{F}$	$\frac{D}{F + \frac{D}{2}}$	$\frac{D}{F + D}$
0—5	0·0571	0·0555	0·0540
5—10	0·0105	0·0105	0·0104
10—15	0·0057	0·0057	0·0057
15—20	0·0052	0·0052	0·0052
20—25	0·0077	0·0076	0·0076
25—30	0·0074	0·0074	0·0074
30—35	0·0075	0·0075	0·0075
35—40	0·0085	0·0084	0·0084
40—45	0·0115	0·0114	0·0114
45—50	0·0142	0·0141	0·0140
50—55	0·0187	0·0186	0·0184
55—60	0·0248	0·0245	0·0242
60—65	0·0396	0·0388	0·0381
65—70	0·0513	0·0500	0·0488
70—75	0·0797	0·0767	0·0739
75—80	0·1096	0·1039	0·0988
80—85	0·1845	0·1689	0·1557
85—90	0·2938	0·2562	0·2271
90—	0·3580	0·3037	0·2636

H. F. Lund's Grundformel sah ja, wie wir schon erwähnt haben, in folgender Weise aus:

$$1 - q_x = \left(\frac{F_{x, x+1} - 1}{F_{x, x+1}} \right)^{D_{x, x+1}}$$

Man kann diese Formel dazu benützen, um einen Eindruck davon zu bekommen, wie die moderne Auffassung der in den Sterblichkeitsberechnungen vorkommenden Größen als kontinuierlich, der älteren, diskontinuierlichen, überlegen ist. Wenn *H. F. Lund* mit der kontinuierlichen Betrachtungsweise vertraut gewesen wäre, wäre es ihm nicht notwendig geworden, die Anwendung seiner Formel in der Praxis aufzugeben. Dann hatte er nämlich in folgender Weise weiter räsoniert:

$$\frac{F_{x, x+1} - 1}{F_{x, x+1}} = 1 - \frac{1}{F_{x, x+1}},$$

also

$$1 - q_x = \left(1 - \frac{1}{F_{x, x+1}} \right)^{D_{x, x+1}} = \left(1 - \frac{1}{F_{x, x+1}} \right)^{F_{x, x+1}} \frac{D_{x, x+1}}{F_{x, x+1}}$$

Wenn wir nun zu kontinuierlichen Größen übergehen, bekommen wir natürlicher Weise

$$1 - q_x = e^{-\mu}$$

indem $\left(1 - \frac{1}{F_{x, x+1}}\right)^{-F_{x, x+1}}$ gleich e ist und die Sterblichkeitsintensität μ ja durch $\frac{D_{x, x+1}}{F_{x, x+1}}$ bestimmt wird.

Aus der Gleichung $1 - q_x = e^{-\mu}$ könnte man ohne praktische Schwierigkeit q_x bestimmen. Die Betrachtung kann in vollständig gleicher Weise für fünfjährige Intervalle durchgeführt werden.

II. F. Lund hat außer der Sterblichkeitstafel für 1860–69 Tafeln für die Perioden 1870–79, 1880–89 und 1890–94. Die letzte hat einjährige Intervalle. Deshalb dürften bei der Berechnung derselben Interpolationen angewandt worden sein. In welcher Weise diese gemacht wurden, ist nicht näher angegeben.

IV.

Für die Sechsjahrsperiode 1895–1900 ist eine Sterblichkeitstafel von Dr. Polit. Edv. Ph. Mackeprang berechnet worden. Seine Berechnungen gründet er auf die Volkszählungen 1. Februar 1890 und 1. Februar 1901 (einjährige Altersklassen), die Zahl der Geburten in den Jahren 1890 bis 1900 und die Todesfälle derselben Periode. Die Verteilung letzterer nach Alter ist seit 1860 unverändert geblieben und zerfällt in folgende Gruppen: 0 bis 24 Stunden (Totgeborene nicht mitgezählt) 24 Stunden bis 1. Monat, 2. Monat, 3. Monat, 2. Vierteljahr, 3. Vierteljahr, 4. Vierteljahr, 2. Jahr, 3. Jahr, 4. Jahr, 5 bis 9 Jahre, 10 bis 14 Jahre u. s. w. in fünfjährige Gruppen. Die Berechnungsmethode ist in ihren Hauptzügen dieselbe, die für Holland von van Pesch angewandt wurde und in „Bijdragen tot de Statistiek van Nederland. Sterftetafels voor Nederland, bewerkt door Dr. A. J. van Pesch“, beschrieben ist. Der Grundgedanke dieser Methode ist, eine bestimmte Geburtsbrut durch die Jahre hindurch, welche die Grundlage der Berechnung bilden, zu verfolgen und damit die Sterbenswahrscheinlichkeiten als Brüche, deren Zähler und Nenner aus derselben Geburtsbrut herrühren, zu bestimmen.

Da die Volkszählungen am 1. Februar stattfinden, werden die einjährigen Geburtsbruten, für welche die Anzahl restierender Individuen im Moment der Volkszählung gezählt wird, diejenigen, die aus einem Jahre stammen, das mit dem 1. Februar beginnt. Es ist deshalb natürlich, mit den Geburten und Todesfällen für dieselbe Jahresperiode zu rechnen. Da die Anzahl der Geburten und der Todesfälle in jeder der erwähnten Altersklassen in den Todeslisten für jeden einzelnen Monat angegeben sind, verursacht der Übergang vom Kalenderjahre

zu dem neuen Jahre keine Schwierigkeit. Wir wollen in diesem Abschnitt, wenn es nicht ausdrücklich gesagt wird, das wir Kalenderjahr meinen, mit einem bestimmten Jahre, z. B. 1896 die Zeit vom 1. Februar 1896 bis 31. Januar 1897 verstehen.

Um die Begriffe klar zu machen, die wir unten erwähnen werden, wollen wir die graphische Darstellung anwenden, welche *Lexis* in seiner „Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik“ benützt hat. Auf der Achse Ot (siehe Fig. 1) wird für jedes der beobachteten Individuen der Zeitmoment, in dem der Betreffende geboren wurde,

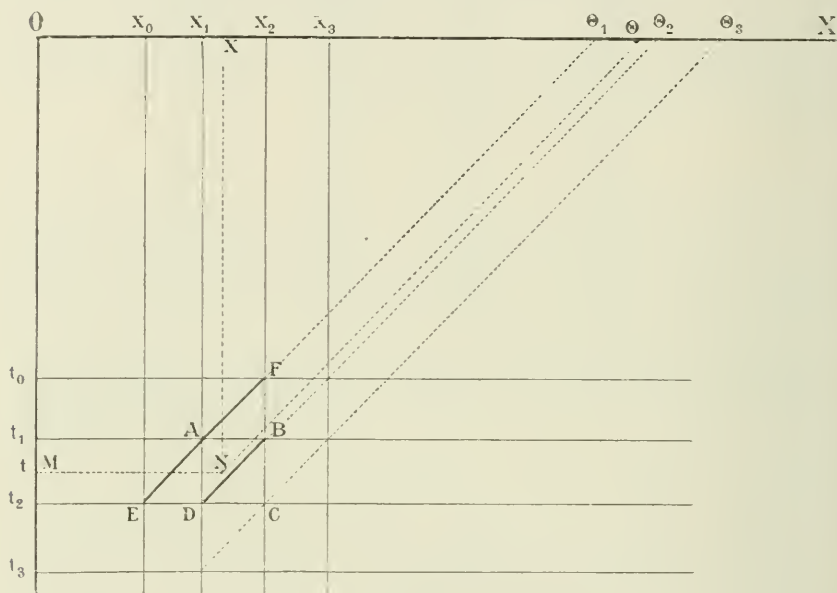


Fig. 1.

abgesetzt und auf der Achse OX , die gegen Ot senkrecht ist, das Alter im Sterbensaugenblicke. Das Stück MN wird also die *Lebenslinie* einer Person, die im Zeitmoment A geboren wurde und im Alter X starb. Der Sterbensaugenblick wird der Zeitmoment $x + t = \Theta$, welcher auf OX abgesetzt wird. Da das Stück $NX =$ dem Stück $x\Theta$, muß der Winkel den $N\Theta$ mit OX gleich 45° sein.

Alle diejenigen Individuen, die im Zeitraum zwischen t_1 und t_2 geboren sind und im Alter zwischen x_1 und x_2 sterben, müssen Lebenslinien haben, die im Vierecke $ABCD$ endigen und dieses kann daher als ein Bild dieser Gruppe betrachtet werden. In derselben Weise sieht man, daß das Viereck $AFBD$ als ein Bild der Gruppe von Individuen, welche in einem bestimmten Zeitraum (zwischen den

Zeitpunkten Θ_1 und Θ_2) und im Alter zwischen X_1 und X_2 sterben, aufgefaßt werden kann und das Dreieck DAB die Anzahl Individuen bezeichnet, die im Zeitraum $t_1 t_2$ geboren sind und welche im Alter zwischen x_1 und x_2 und im Zeitraum $\Theta_1 \Theta_2$ sterben, während das Dreieck ABF die Anzahl der im selben Zeitraum und in derselben Altersklasse Gestorbenen, die aber in der Zeit $t_0 t_1$ geboren wurden, bezeichnet. Wenn die Intervalle $t_0 t_1$, $t_1 t_2$, $x_1 x_2$, $\Theta_1 \Theta_2$ alle gleich einem Jahre sind, so haben wir also hier eine Abbildung bekommen von der Anzahl der in einem einzelnen Jahre Gestorbenen, aus einem Altersjahre stammend und in zwei verschiedene einjährige Geburtsbruten getrennt.

Diejenigen Personen, welche im Zeitraum $t_1 t_2$ geboren sind und das Alter X_1 Jahre oder darüber erreichen, müssen Lebenslinien haben, welche alle das Stück AD schneiden. Da wir das Stück AD als die Totalität aller dieser Schneidepunkte auffassen können, bekommen wir durch AD eine Abbildung von allen denjenigen der Geburtsbrut $t_1 t_2$, die das Alter x_1 erreichen. In derselben Weise sieht man, daß das Stück AE die Gruppe von Individuen abbildet, die im Zeitmomente Θ_1 am Leben sind und zwar im Alter zwischen x_0 und x_1 , d. h.: die Anzahl, die sich bei einer Volkszählung, im Zeitmomente Θ_1 vorgenommen, in der Altersklasse $x_0 x_1$ befinden würde. Da $\Theta_1 = x_0 + t_2 = x_1 + t_1$ stammen alle die gezählten Personen aus der Geburtsbrut $t_1 t_2$. BD bezeichnet immer noch die Volkszahl im Zeitmomente Θ_2 und der Altersklasse $x_1 x_2$. Diese stammt auch aus der Geburtsbrut $t_1 t_2$. Der Unterschied zwischen den beiden Zahlen ist der Teil von der beobachteten Geburtsbrut, der im Zeitraum $\Theta_1 \Theta_2$ gestorben ist (durch das Viereck ABDE abgebildet). ABDE besteht aus zwei Dreiecken, AED und ABD, welche die Anzahl der im Zeitraum $\Theta_1 \Theta_2$ von der Geburtsbrut Gestorbenen, und zwar beziehungsweise im Alter $x_0 x_1$ und $x_1 x_2$ abbilden. Wenn die Intervalle $t_1 t_2$, $\Theta_1 \Theta_2$, $x_0 x_1$ und $x_1 x_2$ einjährig sind, so haben wir hiermit gezeigt, daß man aus einer Volkszählung mit einjährigen Altersklassen und aus der jährlichen Anzahl Gestorbener, nach Geburtsjahren und einjährigen Altersgruppen verteilt, die Volkszahl für jedes folgende Jahr berechnen kann. Bei der Berechnung der Volkszahlen für die jüngsten Altersklassen hat man auch Anwendung für die Anzahl der Geburten, welche dann durch senkrechte Linien dargestellt, die Volkszahlen in der oben erwähnten Arbeitsmethode ersetzen. Im übrigen werden die Rechnungen analog, wie man durch einen Blick auf die Figur leicht sieht.

Um das oben beschriebene in der Praxis zu zeigen, wollen wir hier ein einfaches Beispiel anführen. Bei der Volkszählung im Anfang des Jahres 1901 wurden 15.724 Männer im Alter von 29 Jahren,

einem kürzeren Altersintervalle Gestorbenen durch die Ordinaten eines Parabelbogens repräsentiert werden können, hat man, indem d'_x die Anzahl der im Alter x bis $x+1$ Gestorbenen angibt, und ein bestimmtes Alter als Nullpunkt gewählt wird:

$$d'_x = a + b x + c x^2$$

daraus folgt

$$d'_{-2} = a - 2b + 4c$$

$$d'_{-1} = a - b + c$$

$$d'_0 = a$$

$$d'_1 = a + b + c$$

$$d'_2 = a + 2b + 4c$$

Wenn man z. B. 32 Jahre als Nullpunkt nimmt, so wird, indem $d_{30, 35}$ die Anzahl der Todesfälle im Alter von 30—35 Jahren

$$\sum_{-2}^2 d'_x = 5a + 10c = d_{30, 35}$$

$$\sum_3^7 d'_x = 5a + 25b + 135c = d_{35, 40}$$

$$\sum_3^7 d'_x + \sum_{-3}^{-7} d'_x = 10a + 270c = d_{35, 40} + d_{25, 30}$$

Aus diesen Gleichungen findet man

$$a = 0.008 (27 d_{30, 35} - (d_{25, 30} + d_{35, 40}))$$

$$b = 0.02 (d_{35, 40} - d_{25, 30})$$

$$c = 0.004 (d_{35, 40} + d_{25, 30} - 2 d_{30, 35})$$

b und c werden durch einfache Rechnungen aus den Größen $d_{25, 30}$, $d_{30, 35}$ und $d_{35, 40}$ bestimmt.

Danach wird a am besten durch die Gleichung

$$a = \frac{d_{30, 35}}{5} - 2c$$

bestimmt, deren Richtigkeit man durch Rechnung leicht einsieht.

Wenn d_{32} die Anzahl der im Alter von 32 Jahren (32.—33. Jahr) Gestorbenen bedeutet, so hat man in dem hier betrachteten Beispiel:

$$d'_0 = d_{32} = a$$

$$d'_{\pm 1} = \frac{(d_{33})}{(d_{31})} = a + c \pm b$$

$$d'_{\pm 2} = \frac{(d_{34})}{(d_{30})} = a + 4c \pm 2b$$

Wenn man in derselben Weise, die wir hier gezeigt haben, die Werte für die Konstanten a , b und c für jede von den übrigen fünfjährigen Gruppen bestimmt, erhält man die Anzahl der Gestorbenen für einjährige Altersklassen. Diese Arbeitsmethode kann doch nicht für die Altersgruppe 5—10 Jahre angewandt werden, weil man auf Grund der intensiven Sterblichkeit in den ersten Lebensjahren $d_{0,5}$ nicht benützen kann. Deshalb muß d_5 , d_6 , d_7 , d_8 und d_9 aus den Werten für die Konstanten a , b und c bestimmt werden, die aus $d_{5,10}$, $d_{10,15}$ und $d_{15,20}$ berechnet sind, und die also besonders für das Alter zwischen 10 und 15 Jahren benützt werden sollten. Für die Bestimmung von d_5 , d_6 , d_7 , d_8 und d_9 müssen folgende Formeln benützt werden:

$$d_5 = d'_{-7} = a - 7b + 49c$$

$$d_6 = d'_{-6} = a - 6b + 36c$$

$$d_7 = d'_{-5} = a - 5b + 25c$$

$$d_8 = d'_{-4} = a - 4b + 16c$$

$$d_9 = d'_{-3} = a - 3b + 9c$$

Wenn diese Interpolationen durchgeführt sind, kennt man also die Anzahl der in jedem Alter und jedem Jahre Gestorbenen. Jede von diesen Zahlen muß nun weiter in 2 Teile geteilt werden, indem ja, wie wir oben gezeigt haben, die Anzahl der in einem bestimmten Jahre aus einer einjährigen Altersklasse Gestorbenen aus 2 verschiedenen Geburtsjahren stammen kann. Für das erste Lebensjahr ergibt das Material (siehe Pag. 492) so reichliche Auskunft, daß man daraus mit der erforderlichen Genauigkeit berechnen kann, wie viele der in einem Jahre Geborenen vor dem Ausgange ihres Geburtsjahres sterben werden. Für die übrigen Altersklassen muß man eine neue Interpolation gebrauchen. Beim Ableiten der hierzu angewandten Formel hat man im wesentlichen dieselbe Methode benützt, die *Westergaard* in seiner „Lehre von der Mortalität“, angewandt hat.

Wir nehmen an, daß z. B. im Jahre 1895 im Alter von 24, 25 und 26 Jahren beziehungsweise a , b und c Todesfälle eingetroffen sind. Von den b 25jährigen sind einige 1870 und die übrigen 1869 geboren. Wir wollen die Größe dieser beiden Gruppen suchen. Indem

wir nun eine gleichmäßige Verteilung der Todesfälle innerhalb jedes Alters voraussetzen, finden wir, daß in jedem Momente des Altersjahres beziehungsweise: $a \, dx$, $b \, dx$ und $c \, dx$ gestorben sind.

Wenn f_x diejenigen der beobachteten Gruppe bezeichnet, welche frühestens zu einer Zeit, die x Jahre vor dem ersten Tage des Jahres 1895 liegt, 24 Jahre alt wurden, erhält man:

$$f_{-1} = 0; f_0 = a \, dx; f_1 = (a + b) \, dx; f_2 = (a + b + c) \, dx.$$

Wenn der Zeitpunkt x als im Jahre 1894 liegend gewählt wird, wird die Anzahl derjenigen, die ihren 24. Geburtstag in der Zeit zwischen x und dem letzten Tage im Jahre 1894 haben:

$$f_x - f_0 = f_x - a \, dx.$$

Man kann indessen folgende Tafel über die Funktionswerte und die dividierten Differenzen bilden:

x				
-1	0			
		$a \, dx$		
0	$a \, dx$		$\frac{b-a}{2} \, dx$	
		$b \, dx$		$\frac{a+c-2b}{6} \, dx$
1	$(a+b) \, dx$		$\frac{c-b}{2} \, dx$	
		$c \, dx$		
2	$(a+b+c) \, dx$			

Hieraus bekommt man mit Hilfe von *Newtons* Formel:

$$f_x = a \, dx + x \left\{ a \, dx + (x+1) \left(\frac{b-a}{2} \, dx + (x-1) \cdot \frac{a+c-2b}{6} \, dx \right) \right\}$$

$$f_x - a \, dx = \left(x \cdot \frac{2a+5b-c}{6} + x^2 \cdot \frac{b-a}{2} + x^3 \cdot \frac{a+c-2b}{6} \right) dx$$

Wenn man nun dies Element mit Rücksicht auf x zwischen den Grenzen 0 und 1 integriert, bekommt man gerade die Anzahl von Individuen der Gruppe b , die zu der jüngsten Altersklasse gehört. Man hat

$$\int_0^1 \left(x \cdot \frac{2a+5b-c}{6} + x^2 \cdot \frac{b-a}{2} + x^3 \cdot \frac{a+c-2b}{6} \right) dx = \frac{b}{2} + \frac{a-c}{24}.$$

Wenn also im Jahre 1895 a , b und c Personen, beziehungsweise 24, 25 und 26 Jahre alt sterben, werden von den 25jährigen $\frac{b}{2} + \frac{a-c}{24}$

im Jahre 1870 geboren sein, während $\frac{b}{2} - \frac{a-c}{24}$ im Jahre 1869 geboren sind.

In der beistehenden Tafel 3 befindet sich ein Bruchstück einer Berechnung für das Jahr 1903, wo diese und die oben erwähnte Interpolationsformel zur Anwendung gekommen sind.

Für die Altersgruppen 1—2 Jahre und 2—3 Jahre ist es kaum ratsam, nur die Formel $\frac{b}{2} \pm \frac{a-c}{24}$ anzuwenden, aber man hat in Dänemark den Versuch gemacht, sie mit Hilfe von Daten aus anderen Ländern, wo die Gestorbenen nach Geburtsjahren verteilt sind, zu verbessern.

Anstatt der Formeln $\frac{b}{2} \pm \frac{a-c}{24}$ sieht man oft in anderen Ländern $\frac{b}{2} \pm \frac{a-c}{16}$ angewandt. Diese findet man, wenn man die 6 aufeinanderfolgenden Geburtsbruten, welche sich in a , b und c befinden, als Glieder einer Differentialreihe zweiter Ordnung betrachtet. (Siehe z. B. *C. Czuber*: Wahrscheinlichkeitsrechnung und ihre Anwendung auf Fehlerausgleichung, Statistik und Lebensversicherung. Pag. 374—375.)

Nachdem die Todeslisten für die Jahre 1890—1900 mit Hilfe von den obenerwähnten Interpolationsformeln durchgearbeitet worden sind, kann man aus diesen sowie aus der Volkszahl im Anfang von 1890 und der jährlichen Anzahl von Geburten in der Periode 1890—1900 die Volkszahl für jede einjährige Altersklasse am Anfang von jedem der Jahre 1891, 1892 1901 berechnen. Wenn man nun die berechnete Volkszahl im Jahre 1901 mit den durch die Volkszählung konstatierten vergleicht, stimmen die beiden nicht ganz überein. *Mackeprang* sucht den Grund dazu teils darin, daß die Wanderungen nicht berücksichtigt sind, teils darin, daß 2 Volkszählungen (1890 und 1891) mit Ungenauigkeiten behaftet sind. Indem er von der Voraussetzung ausgeht, daß die Überschußauswanderung sich regelmäßig mit dem Altersjahre ändert, unterzieht er die Differenz zwischen der berechneten und der gezählten Volkszahl einer graphischen Ausgleichung. Es wird angenommen, daß die ausgeglichenen Werte der Unterschiede die Größe der Überschußauswanderung bezeichnen, während die Differenzen zwischen den ausgeglichenen und den tatsächlichen Abweichungen aus Fehlern in den Volkszählungen herrühren. Die für die Wanderungen gefundenen Werte werden nun als Korrekturen in die berechnete Volkszahl für 1901 eingeführt und die in dieser Weise korrigierte, berechnete Volkszahl wird mit einer Kurve bezeichnet. Ebenfalls wird auf Grund der Resultate der Volkszählung eine Kurve gezeichnet und dadurch, daß man eine dritte Kurve durch die Schnittpunkte der beiden

Tabelle 3.9

Alter	D	D ₅ - D - 5	D ₅ + D - 5	D ₅ + D - 5 - 2D	b	2c	$\frac{D}{5}$	a	a + c	a + 4c	d _s	Gestorben	Geburts- jahr
25—30 Jahre	421												
$\begin{pmatrix} 30 \\ 31 \\ 32 \\ 33 \\ 34 \end{pmatrix}$ 30—35 Jahre	459	72	920	2	1.44	0.02	91.8	91.8	91.8			$\begin{pmatrix} 89 \\ 90 \\ 92 \\ 93 \\ 95 \end{pmatrix}$ $\begin{pmatrix} 41 \\ 45 \\ 46 \\ 47 \\ 48 \end{pmatrix}$	1872 1871 1870 1869 1868
									Kontrolle: 459			96	1868
$\begin{pmatrix} 35 \\ 36 \\ 37 \\ 38 \\ 39 \end{pmatrix}$ 35—40 Jahre	496	60	978	14	1.20	0.11	99.2	99.3	99.2	99.1		$\begin{pmatrix} 97 \\ 98 \\ 99 \\ 100 \\ 102 \end{pmatrix}$ $\begin{pmatrix} 48 \\ 49 \\ 50 \\ 51 \\ 51 \end{pmatrix}$	1867 1866 1865 1864 1863
									Kontrolle: 496			101	1863
$\begin{pmatrix} 40 \\ 41 \\ 42 \\ 43 \\ 44 \end{pmatrix}$ 40—45 Jahre	549	119	1441	403	1.98	0.82	103.8	103.0	103.4	105.0		$\begin{pmatrix} 101 \\ 101 \\ 103 \\ 105 \\ 109 \end{pmatrix}$ $\begin{pmatrix} 50 \\ 51 \\ 51 \\ 52 \\ 53 \end{pmatrix}$	1862 1861 1860 1859 1859
45—50 Jahre	645								Kontrolle: 549			107	1859

¹⁾ D bezeichnet die Anzahl der in einer fünfjährigen Altersgruppe Gestorbenen, D₅ und D₅ die Zähler der nächstvorangehenden und darauffolgenden Fünf-Jahresgruppe. Die übrigen Bezeichnungen entsprechen den im Texte benutzten.

ersten zieht, findet man die „richtige“ Volkszahl am ersten Tage des Jahres 1901. Besonders meint *Dr. Mackeprang*, durch diese Arbeitsmethode die Fehler beseitigt zu haben, die aus den „runden“ Altersjahren herrühren, indem diese nicht für die 2 ersten Kurven zusammenfallen können, da die zu beachtende Periode eine 11jährige und keine 10jährige ist.

Nachdem man nun die „richtige“ Volkszahl für 1901 gefunden hat, findet man durch Subtraktion die Fehler der Volkszählung 1901, und weil der Fehler der Volkszählungen von 1901 und 1890 zusammen früher gefunden wurde, findet man auch hieraus leicht die Korrektur der letzteren und dadurch die „richtige“ Volkszahl für das Jahr 1890.

Die für die Wanderungen gefundenen Werte waren die summarischen Zahlen für die Elfjahrsperiode 1890—1900 für eine 11jährige Altersklasse. Um die Größe für jedes Jahr und jedes Altersjahr zu finden, wird vorausgesetzt: 1. daß die jährliche Auswanderung der Größe der überseeischen Auswanderung proportional ist und 2., daß die Auswanderung im Altersjahre $n+5$ der Anzahl der in den Altersjahren n bis $n+10$ (beide inklusive) proportional gesetzt werden kann. Mit Hilfe von den bei der hier skizzierten Berechnung gefundenen Werten für die Größe der Auswanderung in den Jahren 1890, 1891 1900 für jedes Altersjahr von der verbesserten Volkszahl für 1890 und den durchinterpolierten Todeslisten für die Jahre 1890—1900 kann die verbesserte Volkszahl am Anfang von jedem der Jahre 1891, 1892 1900 berechnet werden.

Wenn man nun die Anzahl der x -jährigen (d. h. der im Alter x bis $x+1$, oder, indem wir eine über das ganze Jahr regelmäßige Altersverteilung annehmen, im Durchschnittsalter $x+\frac{1}{2}$, sich befindenden) am Anfang des Jahres 1895 gleich $f_{x,5}$, am Anfang von 1896 gleich $f_{x,6}$ am Anfang von 1900 gleich $f_{x,10}$, setzt und ferner die von dieser Geburtsbrut im Laufe des Jahres (also in einem Alter zwischen $x+\frac{1}{2}$ und $x+\frac{3}{2}$) gestorbenen mit $d_{x,5}$, $d_{x,6}$ $d_{x,10}$ und die entsprechenden Ausgewanderten mit $u_{x,5}$, $u_{x,6}$ $u_{x,10}$ bezeichnet und die Gleichung:

$$F_x = f_{x,5} + f_{x,6} + \dots + f_{x,10}$$

$$D_x = d_{x,5} + d_{x,6} + \dots + d_{x,10}$$

$$U_x = u_{x,5} + u_{x,6} + \dots + u_{x,10}$$

aufstellt, dann würde natürlich

$$q_{x+\frac{1}{2}} = \frac{D_x}{F_x - \frac{U_x}{2}}$$

indem auch die Auswanderung über das ganze Jahr gleichmäßig verteilt gedacht wird. Indessen wünscht man lieber q_x zu kennen. Wenn man annimmt, daß q_x sich in einem kürzeren Zeitraum wie ein Polynomium dritten Grades in x verhält, so hat man:

$$q_x = k_0 + k_1 x + k_2 x^2 + k_3 x^3$$

$$q_{x \pm 1/2} = k_0 + k_1 (x \pm 1/2) + k_2 (x \pm 1/2)^2 + k_3 (x \pm 1/2)^3$$

$$q_{x \pm 3/2} = k_0 + k_1 (x \pm 3/2) + k_2 (x \pm 3/2)^2 + k_3 (x \pm 3/2)^3$$

$$\frac{9 \cdot (q_{x+1/2} + q_{x-1/2}) - (q_{x+3/2} + q_{x-3/2})}{16} = k_0 + k_1 x + k_2 x^2 + k_3 x^3$$

oder

$$q_x = \frac{9 \cdot (q_{x+1/2} - q_{x-1/2}) - (q_{x+3/2} - q_{x-3/2})}{16}$$

Auf Grund der besonderen Verhältnisse, welche die Sterblichkeit in den ersten Lebensjahren darbietet, hat man für die ersten 5 Jahre eine andere Arbeitsmethode benützt. Aus der Anzahl der Geburten und der Gestorbenen für jedes Jahr, nach Alters- und Geburtsjahren verteilt, kann man berechnen, wie viele Neugeborene aus einer bestimmten Geburtsbrut das Alter 1 Jahr erreichen, ferner wie viele Individuen aus einer bestimmten Geburtsbrut im Alter von genau einem Jahre, die das Alter 2 Jahre erreichen u. s. w. Wenn f_x die Anzahl derjenigen aus einer bestimmten Brut stammend bezeichnet, deren genaues Alter x ist und d_x die Anzahl von diesen, welche sterben, ehe sie $x+1$ Jahre alt werden, so hat man:

$$q_0 = \frac{d_0}{f_0}; \quad q_1 = \frac{d_1}{f_1}; \quad \dots \dots \dots q_4 = \frac{d_4}{f_4}$$

Nachdem nun q_x für jedes Alter gefunden worden ist, findet man mit Leichtigkeit l_x und — wenn man es wünscht — e_x .

Bei den Sterblichkeitsberechnungen für die Periode 1896–1900 hat man zum ersten Male in dänischer Statistik Rücksicht auf die Wanderungen genommen über das hinaus, was schon darin liegt, daß man auf den Volkszählungen baut.

Zweifelsohne ist dieser Gedanke gut und besonders für unsere Zeit, wo die Wanderungen eine bei weitem größere Rolle als früher spielen, richtig. Doch ist der Einfluß, der dadurch auf die Zahlen der Sterblichkeitstafel ausgeübt wird, nicht groß, weshalb nur einigermaßen annähernde Kenntnis der Größe der Wanderungen genügen, für die Anwendung, die man hier davon machen will. Man kann deshalb vom Standpunkte der Praxis den Einwand gegen die oben erwähnten Berechnungen erheben, daß sie — gebaut wie sie sind auf einer Reihe von

Hypothesen, deren Richtigkeit fraglich ist, — mehr umständlich sind als die Praxis verlangt. Man wird auch bemerkt haben, daß die Größe der Auswanderung zufolge der Methode, durch welche sie vom Anfang bestimmt wurde, etwas willkürlich ist. Denn wie großen Teil der Ungleichmäßigkeiten der Abweichungen soll man als Fehler der Volkszählungen wegschneiden? Indessen ist dieser letztere, rein theoretische Einwand nicht von praktischer Bedeutung, da die erwähnte Fehlerquelle auf die Zahlen der Sterblichkeitstafel sicher keinen Einfluß hat üben können.

Die Berechnung der Sterblichkeitstafel für das Jahrfünft 1901 bis 1905, die vom Verfasser unternommen wurde, baut auf die Volkszählungen von dem 1. Februar des Kalenderjahres 1901 und dem 1. Februar 1906, die Todeslisten für die Periode 1901—1905, die Anzahl von Geburten in diesen Jahren sowie endlich auf die im Abschnitte II, Pag. 493 erwähnten Angaben über die überseeische Auswanderung. Mit Hilfe der obenerwähnten Interpolationen hat man die Verteilung der jährlichen Todesfälle in einjährige Altersgruppen und nach Geburtsjahren gefunden. In Übereinstimmung damit, was eben gesagt wurde, über die Berechnungen des Einflusses der Wanderungen in der letzten Periode, hat man versucht, diese Berechnung etwas zu vereinfachen. Man wählte als Ausgangspunkt die vorliegenden Angaben der jährlichen Größe der überseeischen Auswanderung, indem man auf Grund der etwas summarischen Auskünfte, welche gegeben werden, Kurven zeichnete, welche die Variationen der jährlichen Auswanderungen mit dem Alter darstellen sollten. Hierdurch bekam man nun eine Zahl für die Auswanderungen in jedem einzelnen Lebensjahre.

Aus der Volkszählung von 1901, den Geburtszahlen für die Jahre 1901—1905 und den durch Berechnungen gewonnenen Zahlen für Gestorbene und Ausgewanderte für jedes Alter in jedem von den erwähnten Jahren, kann man die Volkszahl für jedes Altersjahr am Anfang von jedem der Jahre 1902, 1903, 1904, 1905 und 1906 finden. Wenn nun die Volkszählung 1906 Auskunft über die Verteilung der Bevölkerung in einjährigen Altersklassen gegeben hätte, so hätte man die berechnete und die gezählte Volkszahl direkt vergleichen können. Man hätte dann als „richtige“ Volkszahl die Durchschnittszahl zwischen der berechneten und der gezählten nehmen sollen, und zwar mit etwas mehr Gewicht auf die letztere und dadurch Rücksicht nehmen können auf die Wanderungen, die man jetzt zufolge fehlender Auskunft bei den Berechnungen hat weggelassen müssen. Weil nun aber die Volkszählung 1906 keine Auskunft über die Altersverteilung der Bevölkerung mitteilt, mußte man sich damit begnügen, die berechnete Volkszahl für sämtliche Männer und sämtliche Frauen

mit der entsprechenden gezählten zu vergleichen. Es zeigte sich, daß die Abweichungen 4469 Männer und 1860 Frauen waren, und daß somit die berechnete Volkszahl die größere war. Man hätte vielleicht von dieser Abweichung ganz absehen können, da die durchschnittliche Anzahl von Männern am Anfang von jedem Jahre in der beobachteten Periode von 5 Jahren bei niedriger Berechnung zu 1.200.000 angeschlagen werden kann und die Zahl 4469 also auf eine Anzahl von 6 Millionen und die 1860 Frauen auf eine noch etwas größere Zahl zu verteilen sind. Indessen beschloß man, die Abweichungen in die Rechnungen mit hineinzuziehen und zwar so, daß jede in 2 gleich große Teile geteilt wurde, wovon der eine der Volkszahl der verschiedenen Altersklassen proportional ist und als eine Korrektur zu dieser betrachtet wird, während die andere Hälfte den gefundenen Auswanderungszahlen proportional verteilt wurde und als Korrektur sowohl zur Volkszahl als zur Auswanderung betrachtet wird.

Wenn nun $f_{x,1}$ die Anzahl der x -jährigen (d. h. im Alter x bis $x+1$, also im durchschnittlichen Alter von $x+\frac{1}{2}$) im Anfang des Jahres 1901, $f_{x,2}$ die entsprechende Anzahl für 1902, ..., $f_{x,5}$ die entsprechende Zahl für 1905, bezeichnet, wenn ferner $d_{x,1}, \dots, d_{x,5}$ die entsprechenden im Laufe von einem Jahre Gestorbenen und $u_{x,1}, \dots, u_{x,5}$ die entsprechende Zahl der Ausgewanderten ist und schließlich m_x und n_x die oben erwähnten Korrekturen, kann man setzen:

$$F_x = f_{x,1} + f_{x,2} + f_{x,3} + f_{x,4} + f_{x,5} - m_x - n_x$$

$$D_x = d_{x,1} + d_{x,2} + d_{x,3} + d_{x,4} + d_{x,5}$$

$$U_x = u_{x,1} + u_{x,2} + u_{x,3} + u_{x,4} + u_{x,5} + n_x$$

Wie vorhin wird nun $q_{x+1/2}$ durch die Gleichung

$$q_{x+1/2} = \frac{D_x}{F_x - \frac{U_x}{2}}$$

bestimmt und danach q_x mit Hilfe der Formel:

$$q_x = \frac{9(q_{x+1/2} + q_{x-1/2}) - (q_{x+3/2} + q_{x-3/2})}{16}.$$

Für die Altersjahre kleiner als 5 wird q_x ganz wie bei den Berechnungen für die Periode 1895–1900 bestimmt.

Aus q_x wird l_x und danach durch numerische Integration e_x berechnet.

Die in dieser Weise berechnete Sterblichkeitstafel für Dänemark für die Jahre 1901–1905 wird nach „Statistisk Tabelverk“, Reihe 5, Litera A, Nr. 6 in beistehender Tafel 4 mitgeteilt.

Tafel 4.

Sterblichkeitstafel für Dänemark für die Periode 1901—1905 berechnet.

M ä n n e r				F r a u e n		
x	l _x	q _x	e _x	l _x	q _x	e _x
0	100.000	0.13074	52.9	100.000	0.10414	56.2
1	86.926	0.01958	59.8	89.586	0.01895	61.7
2	85.224	0.00792	60.0	87.888	0.00774	61.9
3	84.549	0.00584	59.5	87.208	0.00539	61.4
4	84.055	0.00433	58.9	86.738	0.00414	60.7
5	83.691	0.00376	58.1	86.379	0.00352	59.9
6	83.376	0.00340	57.3	86.075	0.00322	59.2
7	83.093	0.00303	56.5	85.798	0.00304	58.3
8	82.841	0.00276	55.7	85.537	0.00289	57.5
9	82.612	0.00255	54.8	85.290	0.00281	56.7
10	82.401	0.00239	54.0	85.050	0.00276	55.8
11	82.204	0.00231	53.1	84.815	0.00273	55.0
12	82.014	0.00230	52.2	84.583	0.00275	54.2
13	81.825	0.00233	51.4	84.350	0.00282	53.3
14	81.634	0.00255	50.5	84.112	0.00304	52.4
15	81.426	0.00294	49.6	83.856	0.00340	51.6
16	81.187	0.00324	48.7	83.571	0.00364	50.8
17	80.924	0.00344	47.9	83.267	0.00378	50.0
18	80.646	0.00363	47.1	82.952	0.00392	49.2
19	80.353	0.00389	46.2	82.627	0.00403	48.3
20	80.040	0.00426	45.4	82.294	0.00412	47.5
21	79.699	0.00461	44.6	81.955	0.00426	46.7
22	79.332	0.00485	43.8	81.606	0.00440	45.9
23	78.947	0.00502	43.0	81.247	0.00452	45.1
24	78.551	0.00494	42.2	80.880	0.00463	44.3
25	78.163	0.00464	41.4	80.506	0.00468	43.5
26	77.800	0.00453	40.6	80.129	0.00476	42.7
27	77.448	0.00458	39.8	79.748	0.00486	41.9
28	77.093	0.00432	39.0	79.360	0.00498	41.1
29	76.737	0.00479	38.2	78.965	0.00519	40.3
30	76.369	0.00505	37.4	78.555	0.00540	39.6
31	75.983	0.00523	36.5	78.131	0.00552	38.8
32	75.586	0.00540	35.7	77.700	0.00561	38.0

M ä n n e r				F r a u e n		
x	l _x	q _x	e _x	l _x	q _x	e _x
33	75.178	0.00564	34.9	77.264	0.00579	37.2
34	74.754	0.00585	34.1	76.817	0.00589	36.4
35	74.317	0.00606	33.3	76.365	0.00595	35.6
36	73.867	0.00632	32.5	75.911	0.00609	34.8
37	73.400	0.00658	31.7	75.449	0.00622	34.0
38	72.917	0.00689	30.9	74.980	0.00637	33.2
39	72.415	0.00739	30.1	74.502	0.00665	32.5
40	71.880	0.00795	29.4	74.007	0.00694	31.7
41	71.309	0.00824	28.6	73.493	0.00711	30.9
42	70.721	0.00848	27.8	72.970	0.00722	30.1
43	70.121	0.00874	27.1	72.443	0.00732	29.3
44	69.508	0.00911	26.3	71.913	0.00746	28.5
45	68.875	0.00974	25.5	71.377	0.00773	27.7
46	68.204	0.01027	24.8	70.825	0.00808	27.0
47	67.504	0.01078	24.0	70.253	0.00845	26.2
48	66.776	0.01140	23.3	69.659	0.00883	25.4
49	66.015	0.01210	22.5	69.044	0.00926	24.6
50	65.216	0.01282	21.8	68.405	0.00962	23.8
51	64.380	0.01365	21.1	67.747	0.01003	23.1
52	63.501	0.01454	20.4	67.067	0.01060	22.3
53	62.578	0.01547	19.7	66.356	0.01124	21.5
54	61.610	0.01654	19.0	65.610	0.01190	20.8
55	60.591	0.01776	18.3	64.829	0.01268	20.0
56	59.515	0.01902	17.6	64.007	0.01357	19.3
57	58.383	0.02028	16.9	63.138	0.01459	18.5
58	57.199	0.02168	16.3	62.217	0.01581	17.8
59	55.959	0.02289	15.6	61.233	0.01702	17.1
60	54.678	0.02406	15.0	60.191	0.01823	16.3
61	53.362	0.02588	14.3	59.094	0.01980	15.6
62	51.981	0.02819	13.7	57.924	0.02188	14.9
63	50.516	0.03041	13.1	56.657	0.02403	14.3
64	48.980	0.03329	12.5	55.296	0.02643	13.6
65	47.349	0.03692	11.9	53.835	0.02951	13.0
66	45.601	0.03997	11.3	52.246	0.03236	12.3
67	43.778	0.04217	10.8	50.555	0.03442	11.7
68	41.932	0.04564	10.2	48.815	0.03735	11.1

M ä n n e r				F r a u e n		
x	l_x	q_x	e_x	l_x	q_x	e_x
69	40.018	0.05022	9.7	46.992	0.04124	10.6
70	38.008	0.05442	9.2	45.054	0.04504	10.0
71	35.940	0.05972	8.7	43.025	0.05015	9.4
72	33.794	0.06662	8.2	40.867	0.05683	8.9
73	31.543	0.07261	7.8	38.545	0.06261	8.4
74	29.253	0.07780	7.3	36.132	0.06806	7.9
75	26.977	0.08541	6.9	33.673	0.07614	7.5
76	24.673	0.09349	6.5	31.109	0.08334	7.1
77	22.366	0.10114	6.1	28.516	0.08921	6.7
78	20.104	0.10726	5.7	25.972	0.09568	6.3
79	17.948	0.11513	5.4	23.487	0.10304	5.9
80	15.882	0.12723	5.0	21.067	0.11284	5.5
81	13.861	0.13962	4.7	18.690	0.12437	5.1
82	11.926	0.15203	4.3	16.366	0.13592	4.8
83	10.113	0.17225	4.0	14.142	0.15146	4.4
84	8.371	0.19247	3.8	12.000	0.16825	4.2
85	6.760	0.19812	3.5	9.981	0.17739	3.9
86	5.421	0.20868	3.3	8.210	0.18570	3.6
87	4.290	0.23567	3.0	6.685	0.20763	3.3
88	3.279	0.26387	2.8	5.297	0.24031	3.1
89	2.414	0.28996	2.7	4.024	0.26166	2.9
90	1.714	0.30911	2.6	2.971	0.27964	2.8

Wie man gesehen hat, hat man in den oben erwähnten zwei Sterblichkeitstafeln für die Alter über 5 Jahre zuerst $q_{x+1/2}$ direkt bestimmt und daraus, durch eine Art Interpolation in die Mitte, q_x . Es ist der Mühe wert zu bemerken, daß man diese Interpolation hätte vermeiden können, indem man ebensogut direkt q_x wie $q_{x+1/2}$ bestimmen kann. Um dies klar zu machen, wollen wir zu Fig. 2 zurückkehren. In dem dort benützten Beispiel findet man, daß das Stück $a_1 b_1$ (die Anzahl Personen, die sich am Anfang des Jahres 1902 im Alter von 30—31 Jahren befinden.) 15636 ist. Addiert man dazu das Dreieck $a_1 b_1$ (der Teil der Geburtsbrut vom Jahre 1871, welcher im Alter über 30 Jahre stirbt, nämlich 45 Individuen), bekommt man die Anzahl Personen der beobachteten Geburtsbrut, welche eben das Alter 30 Jahre passieren (durch das Stück $a_1 b$ repräsentiert, in Zahlen $15636 + 45 = 15681$). Hiervon stehen vor dem vollendeten 31. Jahre eine Anzahl,

die durch das Viereck $a_1 b_1 a_2$ dargestellt wird. Dies Viereck ist die Summe von den Dreiecken $a_1 b_1$ und $a_1 b_1 a_2$ (in Zahlen 87). Daraus findet man $q_{30} = \frac{87}{15681}$. Gleichzeitig findet man, daß die Anzahl $15681 - 87 = 15594$, durch das Stück $a_2 b_1$ dargestellt, das Alter 31 Jahre erreicht. Es macht bei dieser Arbeitsmethode keine Schwierigkeit, wenn man, ebenso wie bei der Bestimmung von $q_{x+\frac{1}{2}}$, Personen im selben Alter, von verschiedenen Geburtsbruten stammend, kombiniert. Auch kann man mit derselben Leichtigkeit die Auswanderung berücksichtigen.

V.

Im Vorhergehenden haben wir nun die Methoden der dänischen Sterblichkeitsstatistik bis zur neuesten Zeit verfolgt. Zurück bleibt nur die Frage, welches Zutrauen man zu diesen Berechnungen haben kann. Was das Material betrifft, haben wir schon im vorigen Abschnitte hervorgehoben, daß die numerische Seite unserer Ansicht nach in Ordnung sei. Bei dem am Ende des vorigen Abschnittes erwähnten Vergleich zwischen der berechneten und der gezählten Volkszahl, haben wir auch durch die geringe Abweichung, die man gefunden hat, eine Bestätigung davon erhalten. Auf Grund des etwas summarischen Charakters der Todeslisten hat man ja, um eine Sterblichkeitstafel für einjährige Altersklassen zu berechnen, Interpolationen benützen müssen. Wie diese Resultate sich zu den richtigen Werten verhalten, kann man ja nicht mit *vollständiger* Sicherheit sagen, aber es ist sehr wahrscheinlich, daß die Abweichungen dieser Resultate von den Werten, die man bekommen hätte, wenn man die Berechnungen nur auf Grund von beobachtetem Materiale angestellt hätte, nur einen ausgleichenden Charakter haben. Das Material wird dadurch etwas abgeschliffen. Nur zufällige und unwesentliche Sachen werden auf diesem Wege eliminiert. Man kann nicht erwarten, daß die wesentlichen Veränderungen, die die Beobachtungen zeigen, in dieser Weise wegeliminiert werden können. Eine Ausgleichung der berechneten Resultate für q_x und l_x ist nicht versucht worden. Da diese in der Tat einen ziemlich regelmäßigen Verlauf haben, bekommt man hierdurch — jedenfalls teilweise — eine Bestätigung dessen, was wir oben über den Einfluß der Interpolationen gesagt haben. Es hat sich also gezeigt, daß eine besondere Ausgleichung nicht absolut notwendig ist. Von theoretischem Gesichtspunkte aus kann man wohl sogar mit vollem Recht behaupten, daß eine besondere Ausgleichung nicht angebracht wäre, da schon bei der Berechnung der Tafel mathematische Formeln in ausgedehntem Grade angewendet wurden.

Selbst wenn man also erwarten darf, daß die dänischen Sterblichkeitstafeln im wesentlichen ein Bild der tatsächlichen Sterblichkeits-

verhältnisse geben, würden Berechnungen, wo man sich nur auf Beobachtungen stützen könnte, von größerem Interesse sein. Man hat auch schon seit mehreren Jahren von Seiten der offiziellen Statistik seine Aufmerksamkeit darauf gerichtet, die Auskünfte der Todeslisten bedeutend mehr detailliert zu machen. Man hat gedacht, es so zu ordnen, daß das staatliche statistische Bureau für jeden Todesfall eine Karte zugeschickt bekäme, mit Auskunft über Geschlecht und eheliche Stellung, Geburtstag und Jahr, Zeitpunkt des Todes, Heimat, soziale Stellung des Gestorbenen sowie auch eventuell die Todesursache. Dadurch würde man erreichen: 1. Vollständige Altersverteilung der Gestorbenen und 2. die Möglichkeit für Untersuchungen mehr eingehender Natur über die Verteilung der Todesfälle nach ehelicher Stellung. Bis 1896 ergaben die Todeslisten in dieser Hinsicht nur rein summarische Auskunft; nach diesem Zeitpunkte wurde eine Kombination der ehelichen Stellung mit den gewöhnlichen Altersklassen eingeführt. 3. Die Möglichkeit, vollständige Auskunft über die Heimat der Gestorbenen zu bekommen, so daß eine besondere Untersuchung für die verschiedenen Hauptteile des Landes durchgeführt werden könnte. Diese wird durch Inkonsequenzen in der Registrierung der jetzigen Todeslisten etwas erschwert. 4. Die Möglichkeit, Untersuchungen zu veranstalten über die Tötlichkeitsverhältnisse in den verschiedenen sozialen Klassen; in dieser Hinsicht geben die jetzigen Todeslisten keine Auskunft. 5. Material für Untersuchungen über die Wirkungen gewisser Todesursachen. In dieser Hinsicht hat man heute nur einige Angaben für die Stadtbewohner. Die Durchführung dieser Reform ist bis jetzt an Schwierigkeiten administrativer Art gescheitert.

Wenn es gelingt, das Material in dieser Weise zu vervollständigen, wird die beste Methode werden, hieraus so direkt wie möglich die Zahlen der Sterblichkeitstafel zu berechnen. Wie dies geschehen kann, ist früher erwähnt worden, als man zeigte, wie man, ohne zuerst $q_{x+1/2}$ zu bestimmen, mit Hilfe von Volkszählung und Todeslisten mit Verteilung der Todesfälle nach Geburts- und Altersjahren, q_x finden konnte. Danach wird l_x bestimmt, und man könnte dann, wenn man das für ratsam hielt, die Resultate nach einer mathematischen Formel ausgleichen lassen.

Außer dem Gesichtspunkte, von welchem aus wir in dem vorhergehenden die Genauigkeit bestimmt haben, nämlich der Güte des Materials, gibt es auch einen anderen. Die Wahrscheinlichkeitsrechnung gibt uns ja die Mittel in die Hand, den mittleren Fehler der gefundenen Wahrscheinlichkeiten zu bestimmen. Wenn die gefundene Wahrscheinlichkeit durch den Bruch

$$q = \frac{m}{n}$$

bestimmt wird, wo n die Anzahl der sämtlichen Beobachtungen angibt und m die Anzahl der Fälle, in welcher das Ereignis, dessen Häufigkeit beobachtet werden soll (in diesem Zusammenhange also der Tod) eintritt, so hat man bekanntlich, indem λ den mittleren Fehler bedeutet

$$\lambda = \sqrt{\frac{q(1-q)}{n}}.$$

Mit Hülfe dieser Formel habe ich auf Grundlage von ungedrucktem Materiale, welches ich durch die Liebenswürdigkeit des staatlichen statistischen Bureaus habe benützen dürfen, für die Periode 1901—1905 λ_x für ganze Werte von x in dem Intervalle 0—4 (die Grenzen inklusive) berechnet, und danach für $x = t + \frac{1}{2}$, indem t alle ganzen Werte in dem Intervalle 4—90 (Grenzen inklusive) annimmt. Die Berechnung der Sterblichkeitstafel für diese Periode war nämlich so angefangen, daß für die Altersgruppen zwischen 0 und 4 Jahren q_x direkt bestimmt wurde, während man für die übrigen Altersklassen zuerst $q_{x+\frac{1}{2}}$ und dann durch Interpolation q_x . In Tafel 5, Kolumne 3, sind die Resultate dieser Berechnung mitgeteilt worden, während die 2^{te} Kolumne die entsprechenden Werte für q angibt. Die Werte für $q_{i+\frac{1}{2}}$ und folgende sind mir auch vom statistischen Bureau zur Benützung freundlichst überlassen worden.

Man sieht, daß die Genauigkeit der Wahrscheinlichkeitsbestimmungen gut ist. Nur für die ältesten Altersgruppen wird der mittlere Fehler groß und infolgedessen die Wahrscheinlichkeitsbestimmung unsicher, was natürlich daher kommt, daß das beobachtete Material gering ist.

Wenn man voraussetzen könnte, daß die Sterblichkeit von der Zeit unabhängig wäre, und also die Veränderungen, die in den Werten eines bestimmten q vorkommen, nur von zufälligen Ursachen herrührten, hätte man durch die Bestimmung des durchschnittlichen Fehlers nach der oben angegebenen Formel auch darüber Auskunft erhalten, innerhalb welcher Grenzen man erwarten könne, daß die Sterblichkeit sich bewegt. Man kann also erwarten, daß in 68% der sämtlichen Fälle eine Abweichung der gefundenen Wahrscheinlichkeit vorkommen wird, die numerisch kleiner als λ ist, bei 95% eine Abweichung, die kleiner als 2λ ist und für 997 pro mille wird der Unterschied kleiner als 3λ sein. Für eine längere Zeitperiode soll man doch nicht auf diese Schlüsse bauen, da die Veränderungen der Sterblichkeit im Laufe der Zeit nicht von zufälligen Ursachen herrühren. Wenn man 2 Sterblichkeits-

Tafel 5.

x	Männer		Frauen		x	Männer		Frauen	
	q _x	l _x	q _x	l _x		q _x	l _x	q _x	l _x
0	0·13074	0·00087	0·10414	0·00081	45·5	0·01006	0·00040	0·00792	0·00034
1	0·01958	0·00039	0·01895	0·00038	46·5	0·01047	0·00041	0·00824	0·00035
2	0·00792	0·00025	0·00774	0·00025	47·5	0·01112	0·00043	0·00866	0·00036
3	0·00584	0·00022	0·00539	0·00021	48·5	0·01170	0·00045	0·00900	0·00037
4	0·00433	0·00019	0·00414	0·00019	49·5	0·01251	0·00047	0·00950	0·00039
4·5	0·00401	0·00016	0·00381	0·00016	50·5	0·01315	0·00048	0·00975	0·00040
5·5	0·00360	0·00016	0·00334	0·00015	51·5	0·01417	0·00051	0·01034	0·00042
6·5	0·00321	0·00015	0·00314	0·00015	52·5	0·01493	0·00053	0·01088	0·00044
7·5	0·00288	0·00014	0·00295	0·00015	53·5	0·01604	0·00056	0·01160	0·00046
8·5	0·00266	0·00014	0·00284	0·00014	54·5	0·01708	0·00059	0·01222	0·00047
9·5	0·00246	0·00013	0·00278	0·00014	55·5	0·01846	0·00062	0·01317	0·00050
10·5	0·00234	0·00013	0·00274	0·00014	56·5	0·01959	0·00065	0·01400	0·00052
11·5	0·00230	0·00013	0·00273	0·00015	57·5	0·02100	0·00069	0·01522	0·00056
12·5	0·00232	0·00013	0·00278	0·00015	58·5	0·02233	0·00072	0·01640	0·00058
13·5	0·00239	0·00014	0·00289	0·00015	59·5	0·02346	0·00074	0·01764	0·00061
14·5	0·00274	0·00015	0·00321	0·00016	60·5	0·02480	0·00077	0·01890	0·00064
15·5	0·00313	0·00016	0·00356	0·00017	61·5	0·02708	0·00082	0·02082	0·00068
16·5	0·00333	0·00016	0·00369	0·00017	62·5	0·02931	0·00088	0·02297	0·00073
17·5	0·00354	0·00017	0·00386	0·00018	63·5	0·03166	0·00093	0·02515	0·00078
18·5	0·00374	0·00018	0·00398	0·00018	64·5	0·03507	0·00099	0·02785	0·00083
19·5	0·00407	0·00019	0·00408	0·00019	65·5	0·03866	0·00106	0·03112	0·00089
20·5	0·00445	0·00020	0·00417	0·00019	66·5	0·04112	0·00110	0·03346	0·00093
21·5	0·00474	0·00021	0·00435	0·00020	67·5	0·04348	0·00115	0·03556	0·00097
22·5	0·00493	0·00022	0·00444	0·00021	68·5	0·04804	0·00126	0·03935	0·00105
23·5	0·00506	0·00023	0·00460	0·00021	69·5	0·05237	0·00136	0·04316	0·00115
24·5	0·00478	0·00022	0·00464	0·00021	70·5	0·05672	0·00147	0·04721	0·00125
25·5	0·00454	0·00022	0·00472	0·00021	71·5	0·06305	0·00162	0·05342	0·00139
26·5	0·00456	0·00022	0·00480	0·00022	72·5	0·07002	0·00179	0·06009	0·00154
27·5	0·00461	0·00023	0·00492	0·00023	73·5	0·07507	0·00190	0·06510	0·00164
28·5	0·00466	0·00023	0·00506	0·00023	74·5	0·08102	0·00202	0·07153	0·00174
29·5	0·00494	0·00024	0·00532	0·00024	75·5	0·08994	0·00221	0·08060	0·00190
30·5	0·00515	0·00025	0·00546	0·00025	76·5	0·09694	0·00238	0·08581	0·00201
31·5	0·00531	0·00026	0·00557	0·00025	77·5	0·10506	0·00260	0·09272	0·00217
32·5	0·00550	0·00027	0·00567	0·00026	78·5	0·10987	0·00275	0·09889	0·00231
33·5	0·00577	0·00028	0·00589	0·00027	79·5	0·12129	0·00307	0·10774	0·00255
34·5	0·00593	0·00028	0·00588	0·00027	80·5	0·13334	0·00344	0·11835	0·00283
35·5	0·00620	0·00029	0·00603	0·00027	81·5	0·14608	0·00386	0·13051	0·00318
36·5	0·00644	0·00030	0·00615	0·00028	82·5	0·15954	0·00435	0·14216	0·00355
37·5	0·00674	0·00031	0·00629	0·00028	83·5	0·18483	0·00520	0·16094	0·00413
38·5	0·00708	0·00032	0·00648	0·00029	84·5	0·19729	0·00603	0·17405	0·00473
39·5	0·00771	0·00034	0·00683	0·00030	85·5	0·20000	0·00683	0·18070	0·00530
40·5	0·00813	0·00035	0·00703	0·00031	86·5	0·22081	0·00813	0·19365	0·00602
41·5	0·00833	0·00036	0·00717	0·00031	87·5	0·25106	0·01000	0·22385	0·00737
42·5	0·00863	0·00036	0·00726	0·00032	88·5	0·27614	0·01214	0·25465	0·00895
43·5	0·00888	0·00037	0·00739	0·00032	89·5	0·30203	0·01500	0·26787	0·01068
44·5	0·00940	0·00038	0·00756	0·00032	90·5	0·31318	0·01826	0·29232	0·01344

tafeln für verschiedene Zeitperioden hat, kann man mit Hülfe hiervon untersuchen, ob die Sterblichkeitswahrscheinlichkeiten sich in der zwischenliegenden Zeit verändert haben. Wenn nämlich die Abweichungen λ übersteigen, ist die Wahrscheinlichkeit, daß eine Veränderung vor sich gegangen ist, größer als das entgegengesetzte. Wenn die Abweichung 3λ oder mehr wird, grenzt die Wahrscheinlichkeit an Gewißheit.

Wenn man q_x für eine Reihe r auf einander folgender Jahre kennt, kann man in einer anderen Weise eine Untersuchung darüber veranstalten, ob die Größe der Sterblichkeit variiert. Wir setzen:

$$q_x^i = \frac{m_x^i}{n_x^i}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, r.$$

Die durchschnittliche Sterbenswahrscheinlichkeit, wenn die betrachtete r -jährige Periode als Ganzes genommen wird, wird durch

$$q_x = \frac{\sum_{i=1}^r m_x^i}{\sum_{i=1}^r n_x^i}$$

bestimmt, und der mittlere Fehler dieser Größe durch die Gleichung:

$$\lambda_x = 1 - \frac{q_x(1 - q_x)}{\sum_{i=1}^r n_x^i}.$$

Wenn man

$$q_x - q_x^i = \varepsilon_i$$

und

$$\lambda'_x = 1 - \frac{\sum_{i=1}^r \varepsilon_i^2}{r(r-1)}$$

setzt, soll der Wert des Bruches $\frac{\lambda'_x}{\lambda_x}$ ungefähr gleich 1 sein, wenn q_x in der betrachteten Periode nur zufälligen Schwankungen unter-

worfen war. Wenn Werte gefunden werden die von 1 zu sehr abweichen, muß dies ein Zeichen davon sein, daß das Entstehen der Abweichungen anderen Ursachen als Zufälligkeiten zugeschrieben werden muß.

Dies Räsonnement, welches den Hauptpunkt in der von *Lewis* aufgestellten und benutzten *Dispersionstheorie* angibt, würde für Dänemark für die Jahre 1901—1905 ohne größere Schwierigkeit durchgeführt werden können, aber für eine so kurze Reihe von Jahren würde der Wert des Resultates zweifelhaft sein. Wenn die Untersuchung für eine längere Reihe von Jahren fortgesetzt werden sollte, würde sie eine ziemlich bedeutende Rechenarbeit verlangen.

Wenn man die erstere, weniger vollständige Methode zum Konstatieren der Veränderungen der Sterblichkeit benutzen wollte, würde eine Untersuchung keine größere Schwierigkeit darbieten. Da dies uns aber in ein Gebiet führen würde, das ganz oder teilweise außerhalb des Themas liegt, werde ich nicht näher hierauf eingehen.

Die Sterblichkeitsmessung in der allgemeinen Bevölkerung.

Von Professor **Harald Westergaard**, Kopenhagen.

So einfach die Berechnung einer Sterbetafel dem geschulten Statistiker vorkommen mag, wenigstens wenn man von feineren technischen Kunstgriffen absehen darf, kann eine einigermaßen zuverlässige Sterbetafel für eine ganze Bevölkerung tatsächlich erst nach Überwindung ernster Schwierigkeiten hergestellt werden. Es ist schon eine Riesenaufgabe, ein brauchbares Beobachtungsmaterial zu schaffen. Wenn beispielsweise die letzte österreichische Sterbetafel auf rund 1,290.000 Todesfällen und einer Volkszahl von 26 Millionen Menschen fußt, wird man leicht einsehen, daß die Sammlung und Bearbeitung dieses gewaltigen Materiales nur in einem hochentwickelten Kulturstaat möglich ist. Noch größer werden die Schwierigkeiten in einem Reiche wie Britisch-Indien mit seinen fast 300 Millionen Menschen.¹⁾

Die geringsten Schwierigkeiten treten uns in der modernen Gesellschaft bei den *Sterbefällen* entgegen, und zwar dürften die Bestrebungen nach Genauigkeit der Beobachtungen am besten gelingen, wo wie im deutschen Reiche, in Ungarn, Frankreich, Großbritannien und in vielen anderen Ländern *Zivilstandsregister* eingeführt worden sind. Wo *kirchliche* Standesregister angewendet werden, ist es schon etwas schwieriger, Fehler zu vermeiden, z. B. Doppelregistrierungen. Doch scheinen diese Fehler in der modernen Gesellschaft in der Regel recht geringfügig zu sein. Eine Schwierigkeit liegt in der Häufigkeit der *Ortsfremden*. Dieses gilt jedoch wesentlich nur wo es sich um kleinere Gebietsteile handelt, nicht so sehr dort, wo man eine Tafel für das ganze Reich herzustellen wünscht. Im letzteren Falle werden die Störungen

¹⁾ A. Baives: The Peradventures of an Indian Life-Table, Journal of the Royal Statistical Society 1908.

nur durch die im Auslande eingetretenen Todesfälle der Einheimischen und durch die Todesfälle der Ortsfremden innerhalb der Grenzen des Landes verursacht werden, eine in der Regel nur geringfügige Fehlerquelle. Wenn man dagegen z. B. besondere Tafeln für Stadt und Land berechnen soll, hat man häufig eine außerordentlich große Menge Ortsfremder. Wegen der heutzutage so großen Verbreitung der Sanatorien und Krankenhäuser wird die Sterblichkeit in den Städten sehr leicht zu hoch gegriffen, und umgekehrt auf dem Lande. Doch erweist u. a. die schwedische Statistik, daß diese Schwierigkeiten keineswegs unüberwindlich sind.

Was die *Altersverteilung* betrifft, tritt uns auch eine Schwierigkeit entgegen, die bei den Volkszählungen selbstverständlich eine größere Rolle als bei dem Sterberegister spielt, weil bei Todesanzeigen sehr oft Altersscheine vorgewiesen werden. Im Greisenalter werden häufig die Altersangaben zu hoch sein; dasselbe gilt für Kleinkinder, indem man z. B. ein im 12. Lebensmonat verstorbenes Kind als einjährig registriert. Diese Fehlerquelle erheischt eine Untersuchung durch „Stichproben“; für sehr alte Personen, die z. B. als über 95 Jahre alt registriert werden, dürfte sogar eine individuelle Nachforschung bei allen Todesfällen zu empfehlen sein. Andere Fehler entstehen dadurch, daß man das Alter in *runden* Jahren angibt; auch hier sind Stichproben zu empfehlen.

Als Beispiel der von den runden Altersjahren herrührenden Fehlern sollen hier einige der österreichischen Sterblichkeitsstatistik entnommene Zahlen angeführt werden. Es starben von Männern im Alter von 37 bis 56 Jahren:

Alter (Jahre)	1900—1901		1897—1898	
	Geburtsjahr	Anzahl	Geburtsjahr	Anzahl
37	1863	1628	1860	1593
38	1862	1608	1859	1667
39	1861	1526	1858	1580
40	1860	1992	1857	1853
41	1859	1795	1856	1513
42	1858	1906	1855	1543
43	1857	1820	1854	1567
44	1856	1878	1853	1733
45	1855	1865	1852	1914
46	1854	1809	1851	1889
47	1853	2015	1850	2045
48	1852	2004	1849	2015
49	1851	2148	1848	1858

Alter Jahre	1900—1901		1897—1898	
	Geburtsjahr	Anzahl	Geburtsjahr	Anzahl
50	1850	2666	1847	2146
51	1849	2438	1846	1984
52	1848	2235	1845	2319
53	1847	2199	1844	2354
54	1846	2405	1843	2350
55	1845	2599	1842	2657
56	1844	2949	1841	2460

Wie man sieht, tritt bei den runden Altersjahren 40 und 50 eine deutliche Erhöhung ein. In der ersten Beobachtungsreihe ist die Wirkung dadurch erhöht, daß man gleichzeitig auch runde *Geburtsjahre* hat, während diese beiden Kategorien in der zweiten Reihe getrennt sind, weshalb diese Reihe eine mehr unregelmäßig schwankende und etwas schwächere Bewegung hat.

Jedenfalls wird es nach diesen Ergebnissen notwendig sein, diese erwähnten Unebenheiten zu entfernen, entweder dadurch, daß man die Zahlen ausgleicht, oder daß man größere Altersstrecken zusammenfaßt, wobei freilich systematische Fehler entstehen werden. Was die Ausgleiche betrifft, wird man bei der heutigen Entwicklung der Theorie der Statistik unbedenklich sowohl graphische wie algebraische Methoden verwenden, indem man erfahrungsmäßig bei gehöriger Vorsicht in der Regel zu einigermaßen denselben Ergebnissen gelangt.

Freilich sollte nicht jede Unebenheit entfernt werden. Ein Maximum oder ein Minimum kann häufig aus ganz natürlichen Ursachen entstehen. Gesetzt, daß die Geburtshäufigkeit in einem Jahre aus irgend einer Ursache verhältnismäßig klein und gleichzeitig die Vitalität der Neugeborenen eine nur geringe wäre, dann wird aus dieser Generation eine ungewöhnlich kleine Zahl übrig sein und werden daher auch in der Regel weniger Todesfälle eintreten. Dieser Umstand läßt sich offenbar verhältnismäßig leicht berücksichtigen; häufig wird es genügen, die Anzahl der Todesfälle durch die Anzahl der im zweiten oder vielleicht fünften Jahr Überlebenden der betreffenden Generation zu dividieren. Die so gefundenen Verhältniszahlen können nachher ausgeglichen werden.¹⁾

¹⁾ Es sei die Anzahl der Überlebenden der in einem Jahre geborenen Kinder nach fünf Jahren l_5 ; die Anzahl der Sterbefälle im Alter x aus der betreffenden Geburtsjahrklasse sei d_x ; dann wird $r_x = \frac{d_x}{l_5}$ auszugleichen sein. Aus den ausgeglichenen Werten kann man dann neue Werte von den Anzahlen der Sterbefälle ableiten.

Viel schwieriger ist es jedoch, ein zuverlässiges Beobachtungsmaterial betreffend die *Lebenden* zu gewinnen. Selbst wenn es gelingen sollte, eine genaue Volkszählung herzustellen, gilt diese ja doch nur einen einzelnen Augenblick, während man bei der Berechnung der Sterbetafeln mit einer ganzen Zeitstrecke operieren muß.

Im ganzen darf man nun in der Regel heutzutage die Volkszählung in einem Kulturstaat als hinlänglich genau auffassen, wenigstens was die Gesamtzahlen betrifft. Größere Schwierigkeiten bereiten allerdings auch hier die runden Alters- und Geburtsjahre und die dadurch entstandenen Unebenheiten müssen wie bei den Todesfällen entfernt werden. Wie bedeutend diese Fehlerquelle ist, wird aus dem folgenden Beispiel erhellt: nach der österreichischen Zählung am 31. Dezember 1900 wurden 77.840 59jährige Männer gezählt, während 106.316 Männer als 60 Jahre alt aufgegeben wurden und wiederum nur 73.429 als 61jährige; für die Frauen waren die Zahlen sogar 82.149 beziehungsweise 135.011 und 75.560, also ein noch größerer Unterschied. In Dänemark waren die entsprechenden Zahlen am 1. Februar 1901 für beide Geschlechter zusammen 16.750 beziehungsweise 17.314 und 15.557, also immerhin ein bedeutender Unterschied, wenngleich nicht so groß wie in Österreich.

Nicht mit Unrecht hat man denn auch in älteren Zeiten große Bedenken gegen die Anwendung der Volkszählungen zur Berechnung von Sterbetafeln gehegt. Außer *Wargentins* Tafeln für Schweden kannte man im XVIII. Jahrhundert keine auf Volkszählungen fußenden Sterbetafeln für ganze Bevölkerungen. Eigentümlich ist in dieser Beziehung der Versuch des berühmten Mathematikers *Euler* (1767) eine Sterbetafel aus den Todesfällen herzuleiten, indem er die Hypothese aufstellt, daß die natürliche jährliche Zunahme der Bevölkerung konstant wäre, wie man auch von der Wirkung der Wanderungen hinwegsehen muß. *R. Price* machte (1771) bei der Berechnung seiner berühmten Northampton-Tafel die Voraussetzung, daß die Einwanderung im 18.—20. Jahre eintrat, und daß etwa die Hälfte der nach diesem Alter sterbenden Personen Einwanderer waren.

Wo man damals überhaupt Volkszählungen hatte, war freilich auch die Ungenauigkeit augenfällig. So wurde im Jahre 1787 eine amtliche Zählung der Bevölkerung in der kleinen englischen Stadt Carlisle vorgenommen (dieselbe Zählung, die 28 Jahre später von *Milne* zur Aufstellung der Carlisle-Table verwertet wurde). *Heyskam*, der sich mit Bevölkerungsstatistik beschäftigte, unternahm kurz nachher selbst eine Zählung und konstatierte eine um 6% größere Volkszahl.

Aber auch als man im XIX. Jahrhundert eine Menge von Volkszählungen vorgenommen hatte, sträubte man sich häufig dagegen, diese

zur Berechnung von Sterbetafeln anzuwenden. *Eulers* Methode spielt noch um die Mitte des Jahrhunderts eine erhebliche Rolle. Noch 1854 verwirft *A. Guillard* die Anwendung der Volkszählungen, die unsicher und ungenau sein sollten. Um eine Sterbetafel für Frankreich zu bekommen, fußt *Demonferrand* (1838) auf Sterbelisten in Verbindung mit einer Statistik der Militärkonskriptionen.

Einen interessanten Einblick in diese Auffassung gibt ein Streit, welcher in den Fünfziger Jahren unter den französisch-belgischen Statistikern entbrannte. *Guillard* wollte, um auf die Verschiebungen der Volkszahl Rücksicht zu nehmen, die Verteilung der Sterbezahlen modifizieren. Seine Methode entspricht der Voraussetzung, daß die Bevölkerung in arithmetischer Progression wächst, während *Liagre* eine geometrische Progression behauptet. Noch unvollkommener war freilich *Heuschlings* Methode, indem er einfach den Geburtsüberschuß pro rata auf die Sterbefälle verteilte, ohne zu bemerken, daß er dadurch ganz dieselbe Absterbeordnung erhielt, wie wenn man ohne solche Korrektur auf den Todesfällen allein fußte; nach seiner Methode sollte m. a. W. die Bevölkerung also stationär sein, während doch tatsächlich ein recht erheblicher Geburtsüberschuß vorhanden war. Dieser Denkfehler wurde sowohl von *Quetelet* wie von *Liagre* aufgedeckt und *Heuschling* erlag nicht ohne einige Bitterkeit im Streite.¹⁾

Indessen waren jedoch die Volkszählungen als branchbar anerkannt worden. *Ducpetiaux* berechnete eine Brüsseler Tafel 1840 bis 1842 mit der Volkszahl 1842 als Ausgangspunkt, *Quetelet* eine für Belgien auf Grundlage der Volkszählung 1846 und der Sterbelisten 1841 bis 1850. Der berühmte englische Statistiker *W. Farr* berechnete seine erste Life-Table auf Grundlage der Todesfälle in England und Wales im Jahre 1841 und der Volkszählung desselben Jahres. Später folgte eine Tafel, welche mit derselben Zählung als Ausgangspunkt auf den Sterbezahlen 1838 bis 1844 fußte und endlich folgte (1864) die dritte dieser Tafeln mit den Sterbezahlen 1838 bis 1854 (17 Jahre) und den Volkszählungen 1841 und 1851 als Grundlage; diese Volkszählungen repräsentieren einigermassen die Mitte der Beobachtungsperiode.

Von dieser Zeit an hat man eine Reihe von Sterbetafeln konstruiert, welche in ähnlicher Weise berechnet wurden, indem man eine einzelne meistens in der Mitte der Beobachtungsperiode liegende Volkszählung heranzog, oder zwei Zählungen benützte, welche in der Regel am Anfang und am Schluß der Beobachtungsperiode lagen. So die Sterbetafeln, welche in England zur Untersuchung der berufsmäßigen Sterblichkeit ver-

¹⁾ Vergl. *Westergaard*: Die Lehre von der Mortalität und Morbilität. Zweite Ausg. 1901, p. 99 ff.

wertet wurden; als Beispiel kann die letzte dieser Tafeln angeführt werden, für welche die Volkszählung am 1. April 1901 und die Todesfälle 1900 bis 1902 verwertet wurden. Die neue österreichische Sterbetafel fußt auf der Volkszählung am 31. Dezember 1900 und den Sterbefällen 1900—1901; dasselbe gilt für die neue ungarische Tafel.

Wo es sich um eine kurze Zeitstrecke handelt, wie die angeführte, wird es in der Regel unbedenklich sein, diese einfache Methode anzuwenden. Was die englische Tafel 1900 bis 1902 betrifft,¹⁾ so ist diese eigentlich nur dazu bestimmt, als Unterlage einer Untersuchung der professionellen Sterblichkeit zu dienen. In der Regel darf man annehmen, daß die Bewegungen in einer gegebenen Bevölkerungsklasse, z. B. in einem Berufe einigermaßen parallel mit den Bewegungen in der Gesamtbevölkerung sind. Hat man vielleicht die von der Bevölkerung 1900 bis 1902 durchlebte Zeit zu hoch gegriffen, wenn man auf der Volkszahl als Durchschnittszahl fußt, dann wird bei den meisten Berufen dasselbe der Fall sein, die Fehler wirken also in derselben Richtung, und die Benützung des Beobachtungsmateriales zu einer solchen Vergleichung wird folglich verhältnismäßig zuverlässige, wenngleich nicht absolut genaue Schlüsse betreffend die vorherrschenden Abweichungen von der durchschnittlichen Sterblichkeit erlauben.

Hier gibt nun die Anwendung der *Geburtsjahrklassen* eine bedeutende Verbesserung der Methode. So z. B. das von *Zeuner* bei der Berechnung der Sterbetafeln für das Königreich Sachsen angewandte Verfahren.²⁾ Ein Beispiel wird die Methode klarlegen. Am 1. Dezember 1900 wurden 32.496 Männer gezählt, die im Jahre 1870 geboren waren. Vor der Volkszählung starben im Alter von 30 Jahren 76 Männer, welche dasselbe Geburtsjahr hatten; ferner starb im Jahre 1900 nach der Zählung eine Person aus demselben Geburtsjahr vor Erreichung des 30sten Geburtstages. Falls nun gar keine Wanderungen im Spiele sind, darf man schließen, daß im ganzen $32.496 + 76 - 1 = 32.571$ den dreißigsten Geburtstag überschritten haben; von diesen starben binnen Jahresfrist, also 30 Jahre alt, 76 Personen im Jahre 1900 vor der Zählung 10 Personen in demselben Jahre nach der Zählung und 97 im folgendem Kalenderjahre, im ganzen folglich 183, und die Sterblichkeit war also 0.00562.

Falls man von der Voraussetzung ausgehen darf, daß die Wanderungen keine störende Rolle spielen, kann man übrigens auch

¹⁾ Vergl. Supplement to the Sixty-Fifth Annual Report of the Registrar-General of the Births, Deaths, and Marriages in England and Wales. II. 1908.

²⁾ *Gustav Zeuner*: Neue Sterblichkeitstafeln für die Gesamtbevölkerung des Königreiches Sachsen. Zeitschrift des k. sächs. stat. Bureaus, 1894 und 1904. (40. und 49. Jahrg.)

die Methode ein wenig modifizieren. Es gilt eine Volkszahl am 1. Jänner 1901 statt am 1. Dezember 1900 zu finden. Dies kann durch Interpolation geschehen. 1895 wurden aus der Geburtsjahrsklasse 1870 32.733 gezählt, 1900 dagegen 32.496; nach diesen Zahlen dürfte man für den 1. Jänner 1901 32.492 annehmen und die Intensität der Sterblichkeit ist dann $\frac{183}{32492} = 0.00563$, während man für die Wahrscheinlichkeit eines Dreißigjährigen binnen Jahresfrist zu sterben $\frac{183}{32492 + 91.5}$ findet, also 0.00562, wie oben.

Eine Schwierigkeit liegt darin, daß eben in diesen Gegenden recht große periodische Wanderungen stattfinden (die „Sachsengängerei“); hier würden nur gewöhnliche Stichproben zu empfehlen sein, um den Umfang dieser Fehlerquelle zu bestimmen. Darf man aber annehmen, daß die Ein- beziehungsweise Auswanderung sich regelmäßig über das Jahr verteilt, dann stellt sich die Aufgabe viel einfacher. Denken wir uns, um die Sache noch mehr zu vereinfachen, daß die Volkszählung am Ende des Jahres stattfand, und daß im Jahre 1900 i Personen aus dem Geburtsjahre 1870 einwanderten, im folgenden Kalenderjahre dagegen i' , dann wird man leicht beweisen können — falls auch die Geburten sich regelmäßig verteilen — daß von den i vor der Zählung eingewanderten die Hälfte den dreißigsten Geburtstag überschritten hatten, und daß diese $\frac{i}{2}$ Personen zusammen $\frac{i}{3}$ Jahre bis zum nächsten Geburtstag im Jahre 1901 zu verleben hatten. Die $\frac{i'}{2}$ im Jahre 1901 vor dem 30jährigen Geburtstag Eingewanderten haben unter denselben Voraussetzungen $\frac{i'}{6}$ Jahre gelebt. Statt die Volkszahl am Schlusse des Jahres als Ausdruck der verlebten Zeit aufzufassen, muß man diese Zahl erstens mit $\frac{i'}{6}$ ergänzen, ferner statt $\frac{i}{2}$ als die auf die im Jahre 1900 Eingewanderten fallende Zeit, nur $\frac{i}{3}$ rechnen, also $\frac{i}{6}$ in Abzug bringen.

Folglich hat man die Korrektur $\frac{i' - i}{6}$, die sich auf Null reduziert, falls die Einwanderungsverhältnisse der beiden Jahre gleich sind. In der Regel wird dieser Fehler aller Wahrscheinlichkeit nach nur geringfügig sein. Daß diese Betrachtung auch für die Auswanderung gilt, ist

selbstverständlich. Ein wenig größer wird die Korrektur, wenn die Volkszählung nicht am Ende des Jahres stattfindet.¹⁾

Nur *ein* Bedenken könnte man gegen eine solche Tafel erheben, daß nämlich die Zeitstrecke, welche zur Beobachtung herangezogen wird, sehr kurz ist. Wie groß die jährlichen Schwankungen sind, wird z. B. aus der untenstehenden Tafel erhellen, welche die jährliche Sterblichkeit per 10.000 Einwohner im Königreiche Sachsen angibt:

1895	241	1900	227
1896	223	1901	212
1897	236	1902	194
1898	218	1903	199
1899	230	1904	198

Es wird sich daher in der Regel empfehlen, eine längere Beobachtungszeit zu verwenden. Allerdings könnte man wieder hiegegen einwenden, daß eben heutzutage große Veränderungen in den Gesundheitsverhältnissen zum Vorschein kommen, z. B. eine häufig sehr bedeutende Abnahme der Kindersterblichkeit, und daß eben deshalb einer Augenblicksaufnahme zuzuraten wäre, um den augenblicklichen Stand der Sterblichkeit zu erkennen, während eine Berechnung für eine längere Zeitstrecke weniger lehrreich ist.

Die neue österreichische Sterbetafel fußt auf einer ähnlichen Grundlage wie die von *Zeuner* berechnete. Die Volkszählung, welche als Ausgangspunkt diente, fand am 31. Dezember 1900 statt, was die Sache ein wenig einfacher als im Königreiche Sachsen macht. Als Ergänzung wurde übrigens auch eine Sterbetafel berechnet, welche sich auf die Beobachtungsperiode 1895 bis 1900 bezog, indem man auf der Volkszählung 1900 fußte; hier spielen offenbar die Wanderungen eine recht erhebliche Rolle.²⁾

Die *ungarische* Volkszählung hat ebenfalls als Grundlage die Volkszählung am 31. Dezember 1900, und die Sterbefälle 1900—1901, aber ohne Trennung der letzteren nach Geburtsjahrglassen.³⁾ Nur muß dann ein Interpolationsverfahren in Anwendung gebracht werden. Um die Methode zu begründen, kann man die Frage stellen, wie viele Zeit eine in einem gewissen Kalenderjahre geborene Person während der Beobachtungszeit 1900 bis 1901 in einem gegebenen Alter verbracht hat. Die im Jahre 1869 geborenen werden z. B. teilweise in 1899,

¹⁾ *Westergaard*: Die Lehre von der Mortalität und Morbilität. 2. Ausg. 1901, p. 171.

²⁾ Sterblichkeitstafeln Österreichs auf Grund der Volkszählung vom 31. Dezember 1900. Österreichische Statistik, LXV, 5. Anhang.

³⁾ Table de Mortalité de la Sainte Couronne Hongroise. Budapest 1906.

teilweise in 1900 als 30jährige gelebt haben, die in 1870 geborenen haben dagegen das ganze Altersjahr 30 bis 31 während der Beobachtungszeit zugebracht u. s. w. Eine Analyse wird erweisen, daß man der Wahrheit ziemlich nahe kommt, wenn man die erste Gruppe zur Hälfte mitrechnet, dagegen die ganze Generation 1870 und wiederum die Hälfte der Generation 1871 in die Gesamtheit zusammenfaßt, welche mit dem im Alter 30 bis 31 während der Beobachtungszeit 1900 bis 1901 Gestorbenen verglichen werden soll.

Gezählt wurden am 31. Dezember 1900: 157.741 Männer im Alter von 30 bis 31 Jahren, die also sämtlich im Jahre 1870 geboren wären, falls die Altersangaben richtig wären; im Alter 29 bis 30 wurden 101.350 registriert, und im Alter 31 bis 32: 105.287. Die in der Beobachtungsperiode von 30- bis 31 jährigen verlebte Zeit wird somit ungefähr $\frac{1}{2} (101.350 + 2 \cdot 157.741 + 105.287)$ sein, während 2214 Todesfälle gezählt wurden. Im ganzen hat man also etwa 261.059,5 Lebensjahre und die Intensität der Sterblichkeit ist folglich ungefähr 0,008481, während man als Wahrscheinlichkeit binnen Jahresfrist zu sterben 0,00845 findet.

Man kann durch eine einfache mathematische Betrachtung diese Methode begründen. Es sei im Augenblicke der Volkszählung $f_x \varpi x$ die Anzahl der Personen, welche sich im Alter $n+x$ bis $n+x+\varpi x$ befinden, wo n eine ganze Zahl ist. Für drei konsekutive Altersjahre n , $n+1$ und $n+2$ erhält man somit im ganzen die folgenden Anzahlen:

$$F_1 = \int_0^1 f_x \varpi x \text{ bzw. } F_2 = \int_1^2 f_x \varpi x \text{ und } F_3 = \int_2^3 f_x \varpi x.$$

Wenn die Volkszählung am Ende eines Kalenderjahres vorgenommen wird, hat man also drei konsekutive Geburtsjahrklassen. Es fragt sich nun, wie groß die von diesen Geburtsjahrklassen während der zweijährigen Beobachtungszeit als $n+1$ jährige verlebte Zeit war. Es sei in einem Zeitpunkte t , (wo $-1 < t < 1$) die Anzahl der Personen $f_x \varpi x$ auf $f_x (1 + a_x t)$ verändert. Die Größe a_x wird in der Regel recht klein sein, z. B. etwa 0,01. Die Hypothese geht also darauf hinaus, daß während der zweijährigen Beobachtungszeit die durch Todesfälle und Wanderungen hervorgebrachten Veränderungen der Zeit proportional sind. Im Augenblicke t bis $t+\varpi t$ wird nun die von $f_x (1 + a_x t) \varpi x$ Personen verlebte Zeit $f_x (1 + a_x t) \varpi x \varpi t$ sein, und für alle Werte der Zeit t erhält man zusammen $\int f_x (1 + a_x t) \varpi x \varpi t$, wobei es sich nur darum handelt, die Grenzen der Größe t zu bestimmen.

Eine weitere Integration wird die ganze von allen Personen der einzelnen Geburtsjahrgassen gelebte Zeit ergeben, indem man, unter Berücksichtigung der Grenzwerte, die Doppelintegrale

$$\iint f_x (1 + a_x t) \partial x \partial t$$

berechnet.

Die Grenzen für t wird man erhalten, indem man darauf zielt, einerseits nie außerhalb der zweijährigen Beobachtungsstrecke zu kommen (in casu die Jahre 1900 und 1901), anderseits nie ein größeres Alter als $n + 2$ oder ein kleineres als $n + 1$ zu benützen. Als obere Grenze wird man dann für die drei Jahrgänge 1 beziehungsweise 2 — x und 2 — x finden, als untere dagegen 1 — x beziehungsweise 1 — x und — 1.

Man erhält nun, wenn man die Größe $f_x (1 + a_x t) \partial t$ integriert, die folgenden drei Größen:

$$f_x \left[x - \frac{a_x}{2} (x^2 - 2x) \right]$$

beziehungsweise

$$f_x \left[1 + \frac{a_x}{2} (3 - 2x) \right] \text{ und } f_x \left[3 - x + \frac{a_x}{2} (3 - 4x + x^2) \right]$$

und eine weitere Integration ergibt für die drei Geburtsjahrgassen, falls man mit einer Durchschnittsgröße a statt a_x operieren darf, und ebenso mit der Größe F_0 statt f_x , als Endergebnis die folgenden Approximativwerte:

$$F_0 \left(\frac{1}{2} + \frac{a}{3} \right), F_1 \text{ und } F_2 \left(\frac{1}{2} - \frac{a}{3} \right).$$

Die bei der ungarischen Tafel angewandte Formel setzt also die verlebte Zeit gleich

$$\frac{F_0 + 2F_1 + F_2}{2} \text{ statt } \frac{F_0 + 2F_1 + F_2}{2} + \frac{a}{3} (F_0 - F_2).$$

Die Distanz dieser Größen wird in der Regel sehr gering sein.

Es darf hier übrigens nicht vergessen werden, daß die Anzahl der Approximativmethoden selbstverständlich Legion ist; jedesmal wird man ein neues Ergebnis finden, aber in der Regel werden diese zahlreichen Ergebnisse nur wenig von einander abweichen.

Das ungarische Verfahren wirkt offenbar zugleich als eine *Ausgleichung* der Lebenden nach der Volkszählung. Da die Anhäufung um die runden Altersjahre so groß ist, wird diese Ausgleichung jedoch hier nicht tiefgreifend genug sein.

Statt die *Lebenden* nach Geburtsjahren zu trennen, könnte man auch einen anderen Weg betreten, indem man die *Sterbefälle nach*

Alter und Geburtsjahr zu trennen versuchte, wie man es in *Deutschland, Norwegen* und auch bei den letzten *dänischen Tafeln* gemacht hat.

Es sei die Anzahl der Todesfälle in einem gegebenen Kalenderjahr, nach drei konsekutiven Geburtsjahren getrennt $\delta_1 \delta_2 \delta_3$, und es sei ferner angenommen, daß die Todesfälle eines jeden Jahres sich gleichmäßig verteilen. In einem Augenblick dt sterben also $\delta_1 dt$ u. s. w.

Es gilt nun die Anzahl der in einem gegebenen Augenblick Verstorbenen nach Altern zu zerlegen. Rechnet man die Zeit x vom Anfang des zweiten Jahres der Trienniumsperiode, aus welcher die Verstorbenen entstammen, so weiß man, daß von den betreffenden Personen vor dem Zeitpunkt $x = -1$ keine geboren waren, vor 0 dagegen $\delta_1 dx$, vor 1 ferner $(\delta_1 + \delta_2) dx$ und endlich in der ganzen Periode $(\delta_1 + \delta_2 + \delta_3) dx$. Vor dem Augenblicke x waren $f_x dx$ geboren und man kann nun einfach mit Hilfe der *Newtonschen* Interpolationsformel einen beliebigen Wert von $f_x dx$ bestimmen. Man wird somit finden:

$$f_x - \delta_1 = \beta x^3 + \alpha x^2 + (\alpha - \beta + \delta_1) x,$$

wo

$$\beta = \frac{\delta_3 - 2\delta_2 + \delta_1}{6} \text{ und } \alpha = \frac{\delta_2 - \delta_1}{2}$$

ist.

Für das ganze Jahr wird dann die Zahl der Personen, deren Geburtstag vor dem Sterbetag eintraf:

$$\int_0^1 [\beta x^3 + \alpha x^2 + (\alpha - \beta + \delta_1) x] dx = \frac{\delta_2}{2} + \frac{\delta_1 - \delta_3}{24}.$$

Man kann leicht beweisen, daß eine ganz ähnliche Formel gelten wird für die Trennung der in einem gewissen Alter Verstorbenen nach dem *Geburtsjahr*. Falls $\delta_1 \delta_2$ u. s. w. die in den einzelnen Altersjahren Verstorbenen bezeichnen, wird $f_x - \delta_1$ die Anzahl der Personen angeben, deren Alter wenigstens x war. $\int_0^1 (f_x - \delta_1) dt$ bezeichnet die Summe der Verstorbenen, deren Todesfall nach dem Geburtstag eintraf, also wie früher $\frac{\delta_2}{2} + \frac{\delta_1 - \delta_3}{24}$.

Dieses Interpolationsverfahren wird übrigens, wie es hier kaum nachzuweisen notwendig ist, für die ersten Lebensjahre unbrauchbar sein; hier hat man ja in der Regel auch kleinere Intervalle im Beobachtungsmaterial.

Gegen derartige Berechnungen wird man nun überhaupt einwenden können, daß man eigentlich nur den Vorteil gewinnt, die Beobachtungszahlen etwas auszugleichen. Wie man leicht nachweisen kann, wird man, wenn die Volkszählung in der Mitte der Beobachtungsperiode liegt, ungefähr dieselben Ergebnisse erzielen, falls man einfach die Anzahl der gleichaltrig Verstorbenen mit der Volkszahl in der betreffenden Altersklasse vergleicht. Die *italienische Sterbetafel*¹⁾ wurde auch ohne eine derartige Methode berechnet. Die Volkszahl am 1. Januar 1901, welche teils nach drei- teils nach fünfjährigen Altersgruppen vorlag, wurde durch Interpolation so behandelt, daß man einjährige Klassen bekam und die so gewonnenen Zahlen wurden mit den Zahlen der Verstorbenen 1899—1902 verglichen.²⁾

Die *französische Sterbetafel* wurde nach ähnlichen Prinzipien wie die italienische berechnet.³⁾ Die Volkszahl wurde für den 1. Januar 1901 berechnet und mit den Sterbefällen 1898—1903 verglichen, nachdem die Zahlen graphisch ausgeglichen waren. Für das erste Kindesalter fußt man wie gewöhnlich auf Geburten und Todesfällen. Handelt es sich um die Sterblichkeit einer Person, welche eben ihren Geburtstag im Jahre 1900 überschritten hat, binnen Jahresfrist zu sterben, kann man vorerst die Anzahl dieser Personen bestimmen, indem man die Volkszahl mit den nach dem Geburtstag im Jahre 1900 Gestorbenen ergänzt.

Die Approximativformel, welche hier in Anwendung gebracht wird, ist eine ähnliche wie oben abgeleitet wurde, indem man jedoch statt 24 als Divisor 25 verwendet, also $\frac{\partial_2}{2} + \frac{\partial_1 - \partial_3}{25}$ schreibt. Man kann nun für jedes Kalenderjahr während der Beobachtungsperiode Sterblichkeitswerte berechnen, indem man von den Wanderungen absieht. Endlich hat man für die 6 betreffenden Kalenderjahre eine Durchschnittsgröße gefunden.

Wo eine Bevölkerung so langsam zunimmt, wie die französische, wird eine solche Berechnung in der Regel unbedenklich sein, selbst wenn man eine noch längere Beobachtungsperiode wählt, z. B. 10 Jahre.

¹⁾ Movimento della Popolazione nell'anno 1902. Roma 1904.

²⁾ Die Schlußfolge l. c. p. LXII scheint übrigens weniger richtig zu sein. M_x ist die Anzahl der Verstorbenen, V_x die Zahl der Lebenden. Man hat dann $\frac{\partial V_x}{\partial x} = -M_x$; der Bericht setzt aber gleichzeitig irrigerweise $\frac{d M_x}{\partial x} = M_x$. Die aus der gewonnenen Formel in Verbindung mit jener *Makchams* gefundene Gleichung für die Sterblichkeit wird jedoch in der folgenden Darstellung tatsächlich nicht benötigt und der Druckfehler ist somit ohne Belang.

³⁾ Résultats statistiques du recensement général de la population effectuée le 24 mars 1901, IV., p. 56 ff., Paris 1906.

Häufig wird man doch zwei oder mehr Volkszählungen zur Verfügung haben, z. B. zu Beginn und zum Schlusse einer zehnjährigen Periode, und man kann eine etwas festere Grundlage für die Sterbetafel gewinnen.

Die einfachste Methode ist die, welche z. B. früher in *Dänemark* angewandt wurde; die mittlere Volkszahl dient als Nenner, die durchschnittliche Anzahl der Todesfälle als Zähler, daraus wird die Intensität der Sterblichkeit hervorgehen. Wie gewöhnlich berechnet man die Kindersterblichkeit mit Hilfe der Geburten.

Die Anwendbarkeit dieser Methode beruht darauf, ob die verlebte Zeit einigermaßen durch nf ausgedrückt werden kann, wo f die durchschnittliche Volkszahl, n die Länge der Beobachtungsperiode ist. Falls die Bevölkerung, wie man es sich ja oft vorstellt, nach der Formel $f_x = f_0 \cdot a^x$ wächst, wird also die im Intervalle 0 bis n verlebte Zeit durch $f_0 \frac{a^n - 1}{\log a}$ statt $n \frac{f_0 + f_n}{2}$ ausgedrückt werden können.

Eine Berechnung auf Grundlage verschiedener Werte der Größe a wird uns zeigen, daß die beiden Ausdrücke (mit einem Intervalle von 10 Jahren, wie es am häufigsten ist), falls die Volkszahl weniger als 1% jährlich zunimmt, fast identische Resultate ergeben. Bei einem Zuwachs gleich 2% ist der Unterschied nur 4%, bei 5% ist die Differenz bis auf 2% gestiegen. Nach diesen Ergebnissen dürfte die Anwendung der Formel nf in der Regel unbedenklich sein, da ein Zuwachs über 2% recht selten ist.

Man könnte sich ja auch die Bewegung der Bevölkerung als eine parabolische denken, nach einer Formel wie z. B. $f_x = a + bx + cx^2 + \dots$. Liegen z. B. äquidistante Volkszählungen vor f_{-3n} , f_{-n} , f_n und f_{3n} , mit einem Intervalle $2n$ und denken wir uns, man wünsche die zwischen den beiden Volkszählungen f_{-n} und f_n verlebte Zeit zu kennen, also

$$\int_{-n}^{+n} f_x \varepsilon x = \int_{-n}^{+n} (a + bx + cx^2 + dx^3) \varepsilon x = 2an + \frac{2}{3}cn^3.$$

Setzt man $f_{-3n} + f_{3n} = \beta$ und $f_{-n} + f_n = \alpha$, hat man einfach

$$\int_{-n}^{+n} f_x \varepsilon x = n\alpha + \frac{n(\alpha - \beta)}{12},$$

während man in der Regel $n\alpha$ als Annäherungspunkte benützen will.

Beispielsweise kann man die vier letzten Volkszählungsergebnisse verwerten; man findet für England-Wales $\alpha = 54.977$ $\beta = 55.240$ und $\frac{\alpha - \beta}{12} = 0.022$ Millionen. Dieser Unterschied ist offenbar recht bedeutungslos. Für Schweden hat man 9.351 beziehungsweise 9.305, also $\frac{\alpha - \beta}{12} = 0.004$, ebenfalls eine sehr geringe Differenz. Für Holland erhält man 8.524 beziehungsweise 8.684, also eine Korrektur gleich -0.013 ; für die Vereinigten Staaten endlich 112.778 beziehungsweise 114.552, also eine Korrektur gleich -0.148 . Selbst in einem Gebiete, wo der Zuwachs ein so gewaltsamer ist, wie in Nordamerika, wird man also nur einen geringfügigen Unterschied finden, je nachdem man vier oder nur zwei Volkszählungen zur Berechnung der verlebten Zeit verwertet. Es bedarf kaum entwickelt zu werden, daß bei derartigen Untersuchungen die Volkszählungen nicht äquidistant zu sein brauchen, nur der Einfachheit wegen wurden die obenangeführten Intervalle gewählt.

Um die Anzahl der Lebensjahre zu finden, hat man bei der letzten *englischen* Überlebenstafel ¹⁾ für die ganze Bevölkerung die Formel $f_x = f_0 a^x$ benutzt; für London, wo die Bevölkerung auch 1896 gezählt wurde, hat man $\log f_x$ aus den Logarithmen der drei beobachteten Zahlen mittels *Newtons* Interpolationsformel berechnet, und durch Subtraktion wieder die Volkszahl der übrigen Bevölkerung festgestellt. Für die einzelnen Distrikte wurde wiederum die Hypothese aufgestellt, daß die Verhältnisse zur Gesamtbevölkerung sich wie eine ganze algebraische durch drei oder zwei beobachtete Größen bestimmte Funktion bewegen, je nachdem es sich um London oder um das übrige Reich handelte.

Wenn man sich nun aber nicht mit der einfachen Formel $n \cdot \frac{f_0 + f_n}{2}$

begnügen darf, dann liegt die Frage nahe, ob man dann nicht dazu schreiten sollte, sämtliche Tatsachen zu verwerten, welche den augenblicklichen Stand der Bevölkerung beleuchten können, indem man mit Hilfe der *Todesfälle*, der *Geburten* und der *Wanderungen* tunlichst genau für jeden Moment die Volkszahl berechnet. Gesetzt die Bevölkerung habe gar keine Wanderungen, dann wird die Volkszahl im Jahre 1900 einfach aus der Volkszahl 1890 und der inzwischen eingetroffenen Geburten und Sterbefälle bestimmt und für einen beliebigen Augenblick kann man überhaupt die genaue Volkszahl bestimmen, falls man nur die Geburts- und Sterbezahlen seit der Zählung 1890 kennt.

¹⁾ Supplement to the Sixty-Fifth Annual Report of the Registrar General &c. I. 1907. (CXVII ff.).

Kennt man auch die Altersverteilung, so kann man zu jeder Zeit angeben, wie viele Personen eines gewissen Alters vorhanden sind. Es ist somit sehr leicht, die ganze verlebte Zeit zu berechnen und eine genaue Sterbetafel aufzustellen.

Nun kann man freilich von den Wanderungen nicht hinwegsehen. Meistens wird durch die angeführten Fortschreitungen der Volkszahl zum Schlusse, wegen der Ein- und Auswanderung, ein bedeutender Ausfall zum Vorschein kommen und in der Regel kennt man diese Wanderungen nur sehr unvollkommen, meistens speziell nur die überseeische Auswanderung, auch diese sogar nur nach ein paar Altersklassen geteilt. Man kann folglich nicht umhin, Hypothesen betreffend die Wanderungen aufzustellen: während aber diese Hypothesen bei dem früher beschriebenen Verfahren für die ganze Bevölkerung gelten, wird es sich hier nur um einen verhältnismäßig geringen Teil handeln und man darf daher wohl davon ausgehen, daß man der Wahrheit näher gekommen ist.

Am einfachsten ist das Verfahren, das *v. Pesch* bei seiner Berechnung einer holländischen Sterbetafel anwendete.¹⁾ Es war z. B. die Anzahl der 50jährigen Männer am 31. Dezember 1899 21.667, während 10 Jahre später 17.488 gezählt wurden. Aus der betreffenden Geburtsjahrklasse starben im betreffenden Decennium 3768: man würde also erwarten, 17.899 am Leben zu finden, falls keine Auswanderung stattgefunden hätte. Diese 3768 werden dann nach der von *v. Pesch* angewandten Methode gleichmäßig auf das Dezennium verteilt.

Diese Methode wird man ohne Schwierigkeit auch für kleinere Gebietsteile des Reiches in Anwendung bringen können. Selbstverständlich üben die Wanderungen hier einen größeren Einfluß, z. B. die Wanderungen von Stadt zu Land und umgekehrt und die Berechnungen der erlebten Zeit sind folglich nicht so zuverlässig: immerhin wird diese Methode jedoch aller Wahrscheinlichkeit nach eine größere Genauigkeit geben, als wenn man eine der oben beschriebenen Interpolationsmethoden benützt.

Um auch auf die Schwankungen der Ein- und Auswanderung Rücksicht zu nehmen, kann man, wie in *Norwegen*, die Wanderungsnachweise benützen, teils die Auskunft über die überseeische Auswanderung, teils die Ein- und Auswanderung nach Schweden, und endlich über desertierte und im Auslande gestorbene oder ausgewanderte beziehungsweise heimgekehrte Seeleute. Der unkontrollierbare Einwanderungsüberschuß wird schließlich gleichmäßig auf die Einzeljahre verteilt. Für die einzelnen Gebietsteile war man auf einfachere Methoden angewiesen: so benützte man für die Städte außerhalb

¹⁾ Bijdragen tot de Statistiek van Nederland. Nieuwe Volgreeks. Nr. XXXII, 1903, p. 107 ff.

Christiania eine Fortschreitung der Bevölkerung unter Rücksichtnahme der Geburten und Sterbefälle, während man, was den Einwanderungsüberschuß betrifft, die Hypothese aufstellte, daß dieser jährlich 1.16‰ der Volksmenge betrug.¹⁾

Auf ähnlichen Prinzipien fußen die *deutschen Reichstafeln*²⁾ 1871 bis 1881 und 1891 bis 1900. Nur sind die Wanderungsnachweise, wie leicht erklärlich, weniger vollständig als in Norwegen.

Nach *Böckhs* Methode wurden für Berlin 1876 bis 1900 25 Sterbetafeln für jedes Geschlecht berechnet.³⁾ Die monatlichen Nachrichten über Ab- und Zuzüge in Berlin dienen hier als Grundlage, indem man für die Einwanderung eines jeden Monats eine bestimmte gelebte Zeit in Ansatz bringt. Ein Einwanderer, welcher im ersten Kalendermonat hinzukommt, wird bis zum nächsten Geburtstag durchschnittlich

etwa $\frac{1}{2} \cdot \frac{397}{432}$ Jahre leben, falls sein Todesfall nicht früher eintritt,

für den nächsten Monat hat man mit $\frac{1}{2} \cdot \frac{331}{432}$ zu rechnen u. s. w. und

für die Zeit vom Geburtstag bis Neujahrstag hat man eine ähnliche Reihe rückwärts von der Volkszahl am Schluß des Jahres. Die nicht registrierte Mehreinwanderung wurde pro rata der Zuzüge verteilt. Die Methode läuft ferner darauf hinaus, die Zahl der Personen einer bestimmten Geburtsjahrklasse am Ende eines Jahres als Ausgangspunkt zu nehmen, sodann deren Wahrscheinlichkeit den nächsten Geburtstag zu erreichen ausfindig zu machen, ferner die Wahrscheinlichkeit den folgenden Neujahrstag zu erleben u. s. w.

Die *Böckh'sche* Methode hat auf die Berechnung der städtischen Sterbetafeln in Deutschland einen bedeutenden Einfluß geübt; für die deutsche Städteausstellung 1903 erfolgte eine Aufstellung von Sterbetafeln für die verschiedenen Großstädte nach einer von *Böckh* und *Landsberg* vorgeschlagenen vereinfachten Methode.⁴⁾

Eine Fortschreibung der Bevölkerung mit dem Zweck, die Anzahl der Lebensjahre mit der größtmöglichen Genauigkeit herzustellen, wurde auch bei der Berechnung der letzten preußischen Sterbetafeln vorgenommen, die wir *C. Ballod* verdanken.⁵⁾ Nimmt man die Volkszahl

¹⁾ Livs-og Dødstabeller for det norske Folk. Norges officielle Statistik. 4 R. No. 118. Kristiania 1905.

²⁾ Allgemeine deutsche Sterbetafel. Vierteljahreshefte zur Statistik des Deutschen Reiches. 1908, III.

³⁾ Vgl. Statistisches Jahrbuch der Stadt Berlin. XXXI. Jahrgang 1909. *Westergaard*. I. c. p. 174 ff. und 167.

⁴⁾ Vgl. Breslauer Sterblichkeitstafeln. Breslauer Statistik. 27. Bd. 2, 1903.

⁵⁾ Sterblichkeit und Lebensdauer in Preußen. Zeitschrift des kgl. Preussischen statistischen Landesamtes. XLVIII. Jahrgang 1908.

1891 als Ausgangspunkt, dann kann man erstens fingierte Volkszahlen berechnen, indem man nur die Gestorbenen eines jeden Jahres abzieht. Wegen Aus- und Einwanderung, unrichtiger Altersangaben u. s. w. wird man nun nicht die für 1896 tatsächlich geltenden Zahlen finden, es werden größere oder kleinere Abweichungen vorkommen. In entgegengesetzter Richtung werden die Abweichungen auftreten, falls man von 1896 eine Fortschreitung nach rückwärts vornimmt, und man wird eine Annäherung erzielen, falls man den Durchschnitt der beiden für einen gegebenen Zeitpunkt ermittelten Volkszahlen berechnet. Wie man leicht erkennen wird, erhält man durch diese Methode als Nebenprodukt eine Ausgleichung des Bestandes der Lebenden, indem man mehrere Altersklassen heranzieht.

Sieht man von den fehlerhaften Altersangaben und von sonstigen Ungenauigkeiten ab, so wird diese Methode namentlich an das von *v. Pesch* in Holland in Anwendung gebrachte Verfahren erinnern. Es sei am Anfang einer Volkszählungsperiode die Anzahl der Personen eines gewissen Alters f_0 , während n Jahre später f_n Personen gezählt wurden. Es seien ferner die unter den Personen der betreffenden Generation zwischen der ersten Volkszählung und dem Moment t eingetretenen Todesfälle z_t , in der ganzen Periode also z_n , und ferner der entsprechende Einwanderungsüberschuß i_t , bzw. i_n . Bei Fortschreitung erhält man also $f_t = f_0 - z_t + i_t$, während man, wenn man rückwärts geht, $f_t = f_n + z_n - z_t - i_n + i_t$ erhält, im Durchschnitte also den folgenden Ausdruck bekommt:

$$\frac{f_0 + f_n}{2} + \frac{z_n - i_n}{2} + i_t - z_t.$$

Nun kennt man nicht die Werte i_t , und falls man dann von denselben, übereinstimmend mit der hier angewendeten Methode, hinwegsieht, wird man die folgende Größe haben:

$$\frac{f_0 + f_n}{2} + \frac{z_n}{2} - z_t.$$

Die Differenz der beiden Ausdrücke ist $i_t - \frac{i_n}{2}$ und die im Intervalle verlebte Zeit soll also mit

$$\int_0^n \left(i_t - \frac{i_n}{2} \right) dt$$

vergrößert werden, um die richtige Zahl zu ergeben. Falls i_t die Form $k \cdot t$ hat, wo k eine konstante Größe ist, wird dieses Integral immer

gleich Null werden, also dort, wo, wie es von *v. Pesch* vorausgesetzt, die Einwanderung sich im Intervalle gleichmäßig verteilt. Etwas verwickelter wird die Aufgabe selbstverständlich, wo es sich nicht um Personen handelt, die in einem gegebenen Moment geboren wurden und also während der Beobachtungszeit das Alter x bis $x+n$ durchlaufen, sondern um Personen, die in den einzelnen Augenblicken nacheinander in das betreffende Alter treten. Da aber das Intervall zwischen den beiden Volkszählungen recht kurz ist, wird der dadurch hervorgebrachte Einfluß auf die Zahlen, was die oben entwickelte Schlußfolge betrifft, meistens belanglos sein.

Fragt man jetzt, was durch alle diese Methoden gewonnen wurde, so kann man antworten, daß überall eine größere Genauigkeit erzielt worden ist. Eine absolute Genauigkeit wird nur durch Individualbeobachtungen gewonnen werden, indem man wie bei den Lebensversicherungs-Gesellschaften eine jede versicherte Person bis zu deren Tod oder Ausscheiden beobachtet. In der Bevölkerungsstatistik werden nun auch die Todesfälle mit großer Genauigkeit beobachtet werden können, aber die Wanderungen, welche dem Eintritt beziehungsweise dem Ausscheiden entsprechen, lassen sich nur teilweise unter Beobachtung bringen. Die verlebte Zeit wird also nicht mit absoluter Genauigkeit, jedenfalls doch mit bedeutender Annäherung festgestellt werden können. Wo ferner die Todesfälle nach Geburtsjahrgängen und Altersjahren getrennt werden können, hat man den Vorteil, Zähler und Nenner in der Wahrscheinlichkeit, binnen Jahresfrist zu sterben, einigermaßen homogen zu gestalten. Man scheidet eine Anzahl Todesfälle aus, die zu einer bestimmten unter Beobachtung stehenden Klasse gehören, während man sonst gezwungen wird, alle eingetretenen Todesfälle untereinander mit den beobachteten Volkszahlen zu vergleichen.

Indem man also mit einem größeren Zutrauen die offiziellen Sterbetafeln, welche aus den verbesserten Methoden hervorgegangen sind, empfangen wird, hat man zugleich Anhaltspunkte zur Beurteilung der Sterbetafeln, die mit weniger genauen Methoden hergestellt wurden, gewonnen. In dieser Beziehung kann eine interessante von *Leclerc* vorgenommene Berechnung angeführt werden.¹⁾ Er berechnet für Holland mehrere Sterbetafeln für die ersten 10 Lebensjahre, indem er teils *v. Peschs* Methode in Anwendung bringt, teils die älteren, darunter die Formel $l_{x+1} = l_x e^{-\mu}$, wo μ die Intensität der Sterblichkeit im Intervalle x bis $x+1$ ist und l_x die Anzahl der

¹⁾ Tables de Mortalité ou de Survie pour la Belgique. Bull. de la Commission Centrale de Statistique, XIX. 1906.

Lebenden, nach der Sterbetafel im Alter x . Schließt man die beiden ersten Lebensjahre aus, für welche besondere Berechnungen in Anwendung gebracht wurden, so findet man die folgenden Ergebnisse, indem man die Formel $l_{x+1} = l_x e^{-\mu}$ als die ältere bezeichnet.

Von 10.000 Personen im Alter 0 lebten noch:

Alter	<i>v. Peschs</i> Methode	ältere Methode
3	9750	9750
4	9584	9584
5	9469	9468
6	9383	9380
7	9315	9308
8	9261	9253
9	9216	9206
10	9177	9166

Wie man sieht, sind die Differenzen nur unbedeutend. Auch andere Vergleichenungen ähnlicher Art bewegen sich in derselben Richtung, d. h. es ist in der Regel recht unbedenklich, wo das Material die feineren Methoden nicht zuläßt, auch die älteren Methoden in Anwendung zu bringen. Man dürfte wohl aus den gewonnenen Ergebnissen ferner auch schließen, daß die jetzt zur Herrschaft gelangten Methoden fast dieselben Zahlen geben, wie wenn man über absolut genaue und hinlänglich detaillierte Beobachtungen — wie es bei einer Lebensversicherungs-Gesellschaft der Fall ist — verfügte.

Für die Kenntnis des Verlaufes der Sterblichkeit nach Alter und Geschlecht in einer allgemeinen Bevölkerung wird man also durch die verfeinerten Methoden kaum mehr gewinnen können. Es fehlen nur noch allgemein anerkannte Ergebnisse betreffend die Verhältnisse im höchsten Lebensalter, wo vielleicht eine stagnierende oder sogar abnehmende Sterblichkeit obwaltet.¹⁾ Es gilt dagegen, die Bevölkerung nach allen möglichen Richtungen zu spalten, um die Wirkungen der vielen einzelnen Ursachen, welche die Sterblichkeit beeinflussen, zu erkennen. Hier werden die einfacheren Methoden häufig zur Anwendung kommen können, da man z. B. nicht über Beobachtungen betreffend die jährlichen Wanderungen verfügt; dies wird aber, wie oben entwickelt auch in der Regel unbedenklich sein.

¹⁾ Westergaard: Die Sterblichkeit im Ruhestande (*Alfr. v. Lindheim* „Salutisenectutis“, Wien 1908).

Es begegnet uns hier eine außerordentliche große Menge von Aufgaben, die für das nächste Menschenalter dem Mortalitätsstatistiker noch viele Arbeit geben werden. Allerdings scheint schon jetzt diese Arbeit in recht hohem Grade vereinfacht worden zu sein, indem viele Ursachen wenigstens vorläufig in das Reich der Zufälligkeiten gewiesen werden müssen.

Für das zarte Kindesalter ist teils die *Vererbung* eine äußerst wichtige Frage, die aber für die älteren Altersklassen ihre Bedeutung größtenteils verloren hat. ferner spielt auch die *Ernährung* eine große Rolle. In beiden Beziehungen kann die offizielle Statistik vorzügliche Dienste leisten, was z. B. die Berliner Statistik betreffend die Ernährung der Kleinkinder beweist. Die Frage nach der Vererbung wird übrigens auch Spezialuntersuchungen auf Grundlage erlesener Beobachtungen wie z. B. in Lebensversicherungsgesellschaften erheischen. Im *berufstätigen* Alter gilt es ferner, die Einflüsse der *Beschäftigung* zu erkennen, und zwar kommen hier Ursachen wie Unglücksfälle, Staubinhalation und Vergiftungen in den Vordergrund. Unter anderem hat die englische offizielle Statistik auf diesem Gebiete eine vorzügliche Arbeit geleistet. Ferner gilt es hier, die Sterblichkeit im *Ruhestande*, oder wie man es auch ausdrücken könnte, die Sterblichkeit der Invaliden zu kennen, eine Aufgabe, welche die offizielle Statistik vorläufig etwas weniger geeignet ist zu lösen und weit schwieriger wird die Aufgabe sein, wenn es sich darum handelt, den Verlauf der Sterblichkeit unter Tuberkulosen, Geisteskranken oder von anderen Krankheiten Ergriffenen speziell zu untersuchen.

Eine außerordentlich wichtige Aufgabe ist endlich die, die Wirkung der *Lebensweise*, speziell der *Trunksucht* zu untersuchen. Auch hier wird eine Kooperation der offiziellen Statistik mit Lebensversicherungsgesellschaften und anderen Organen wünschenswert sein. Die offizielle Statistik kann, wie man z. B. in England sieht, wichtige Beiträge mit Rücksicht auf die Todesursachen und die Verbreitung des Alkoholismus in den einzelnen Berufsgruppen geben, wie man auch z. B. mit Rücksicht auf die Armenversorgten gute Auskünfte betreffend die Wirkungen des Alkoholismus erzielen kann. Wo es dagegen z. B. gilt, die Sterblichkeit der Tee totallers und der Trunksüchtigen zu vergleichen, werden derartige Beobachtungen nicht genügen, dann kommen die Untersuchungen der Lebensversicherungsgesellschaften in die erste Reihe. Jedenfalls wird die offizielle Sterblichkeitsstatistik nicht gezwungen sein, in den Ruhestand zu treten.

Ich habe im vorhergehenden, wo es sich um die Berechnung der Sterbetafeln handelte, meistens die *Kleinkinder* außer acht gelassen. Viele Untersuchungen sind wie bekannt auf diesem Gebiete in dem

letzten Menschenalter erschienen, und es herrscht fast überall darüber Einigkeit, daß hier die Volkszahl weniger geeignet ist als Grundlage zu dienen, unter anderem, weil es schwierig oder unmöglich ist, die Wirkung der fehlerhaften Altersangaben zu beseitigen. Man ist daher ganz natürlich auf die Geburten gewiesen, z. B. für die ersten 5 Jahre, wo die Wanderungen in der Regel keine große Rolle spielen. Daß man auch hier eine Trennung sowohl nach Geburtsjahr wie nach dem Alter der Gestorbenen wünschenswert finden wird, bedarf keiner näheren Begründung; wo eine solche Trennung unmöglich ist, muß man verschiedene Interpolationsmethoden anwenden, bezüglich welcher ich auf das oben für die Volkszahl Entwickelte hinweisen kann.

Es gibt Fälle, wo man die Statistik der Todesfälle nicht oder nur teilweise in Anwendung bringen kann. Ich habe seinerzeit die Aufstellung einer Sterbetafel für *Grönland* versucht.¹⁾ Hier waren die Beobachtungen betreffend die Todesfälle unvollständig, indem die Altersangaben fehlten. Da aber die Wanderungen hier keine erhebliche Rolle spielen, konnte man zwei konsekutive Volkszählungen verwerten. Wenn f_x die Zahl der x -altrigen bei der ersten Volkszählung bezeichnet, φ_x die Volkszahl 10 Jahre später, dann ist unter der gegebenen Voraussetzung

$\frac{\varphi_{x+10}}{f_x}$ die Wahrscheinlichkeit eines x -jährigen nach 10 Jahren noch

am Leben zu sein und man hat somit ein einfaches Mittel, die Sterbetafel zu berechnen. Berechnet man auf Grundlage der letzten so berechneten Tafel die Anzahl der Sterbefälle 1880—1889, so gelangt man zu 3164, während 3096 beobachtet wurden. Die Tafel scheint also recht brauchbar zu sein.

Eine noch schwierigere Aufgabe hat *G. F. Hardy* für *Britisch-Indien* zu lösen gehabt. Auch hier sind die Beobachtungen über Sterbefälle unbrauchbar und *Hardy* hat daher den Versuch gemacht, die Volkszahlen zu verwerten, indem er sie vorerst mit Rücksicht auf die Wanderungen in sinnreicher Weise bearbeitet.²⁾

Derartige Berechnungen empfehlen sich mit demselben Recht, wie vor 200 Jahren die Aufstellung von Sterbetafeln auf Grundlage der Todesfälle allein, und zwar ist man jetzt viel besser als damals imstande, die aus einem solchen unvollkommenen Material hervorgegangenen

¹⁾ Mortality in remote Corners of the World, Journ. Stat. Soc. 1880; vergl. eine spätere Untersuchung in: Die Lehre von der Mortalität, zweite Ausg. 1901 p. 430 ff.

²⁾ Memorandum on the Age Tables and Rates of Mortality of the Indian Census of 1901. Calcutta 1905; betreffend die entsprechenden Untersuchungen für 1891 vergl. Census of India 1891, General Tables vol. VI. London 1893.

Tafeln zu beurteilen, weil man über so viele genau berechnete Tafeln verfügt, die Anhaltspunkte für eine kritische Verwertung der unvollkommenen Tafeln geben. Es gilt ja doch schließlich hier wie auf allen Gebieten der Wissenschaft, daß nicht die isolierte Beobachtung oder das einzelne Ergebnis maßgebend ist, sondern das ganze System der Ergebnisse, wo das eine das andere stützt, und daher ein festgefügtes Gebäude entstehen kann.

XII. — B.

Die Sterblichkeitsmessung in der allgemeinen Bevölkerung.

Von Dr. **Johannes Rahts**, Berlin—Charlottenburg.

Bei Sterblichkeitsmessungen der allgemeinen Bevölkerung können jetzt wohl nur solche in Frage kommen, die auf Vergleichen von gleichzeitig Lebenden mit den Verstorbenen dieser gleichzeitig Lebenden beruhen. Denn Absterbeordnungen, welche wie die *Halleysche* und die ihr nachgebildeten auf Rechnungen aus den Verstorbenen allein fußen, gelten nur für stationäre Bevölkerungen und solche gibt es nicht. Alle Verbesserungen, die diese Methode auch für nicht stationäre Bevölkerungen anwendbar machen sollten, halten einer strengen Kritik nicht stand. Auch Absterbeordnungen, die wie die *Hermannsche* aus dem Vergleiche der Gestorbenen eines Kalenderjahres mit den Geborenen derjenigen Jahre, aus denen diese Verstorbenen stammen, hergeleitet sind, haben keinen realen Wert, da innerhalb der langen Zeiträume, die hier in Betracht kommen, die Sterblichkeitsverhältnisse der Bevölkerung bedeutenden Änderungen unterworfen sind und es unmöglich ist, anzugeben, für welche Zeit die abgeleitete Absterbeordnung gültig ist. Auch haben bei dieser Methode die Zu- und Abwanderungen innerhalb der Bevölkerung einen sehr großen Einfluß und die mit ihnen unvermeidlich verbundenen Unsicherheiten können das Resultat der Rechnungen illusorisch machen.

Es bleiben für die Besprechung also nur solche Methoden übrig, bei denen die Absterbeordnungen durch Vergleich der Lebenden mit den Gestorbenen bestimmt werden. Unter ihnen sind im wesentlichen drei Arten zu erwähnen, die sich am besten durch die Gesamtheiten der Verstorbenen, die bei ihnen verwandt werden, unterscheiden lassen. Zunächst noch einiges über die Art, wie die Lebenden und die Verstorbenen bestimmt werden.

Zur Feststellung der *Lebenden* dienen die Volkszählungen und es soll hier angenommen werden, daß die Zählungen am Schlusse eines

Kalenderjahres stattfinden und die Bevölkerung nach einzelnen Altersjahren (oder Geburtsjahren) ausgezählt worden ist. Wo, wie z. B. in Deutschland, die Volkszählungen am 1. Dezember des Zählungsjahres stattfinden, müssen ihre Resultate zunächst auf den Schluß des Kalenderjahres reduziert werden, indem von der am 1. Dezember gezählten Bevölkerung die während des Monats Dezember Gestorbenen für jedes einzelne Geburtsjahr subtrahiert und damit die am Schlusse des Jahres lebende Bevölkerung ermittelt wird.

Zur Feststellung der *Verstorbenen* dienen die Register und meistens beschränken sich die Auszählungen aus diesen auf die Altersjahre der Verstorbenen, so daß direkt nur die sogenannte *dritte* Hauptgesamtheit der Gestorbenen, d. h. die Gliederung nach Alters- und Kalenderjahren aus den Registern entnommen werden kann. woher Methoden, die nur diese Hauptgesamtheiten verwenden, in gewisser Hinsicht den Vorzug verdienen. Allerdings wäre zu wünschen, daß allgemein die Totenregister Geburtstag und Todestag der Verstorbenen enthielten und daß bei ihrer Auszählung sowohl das Altersjahr als auch das Geburtsjahr ermittelt würde, daß mit anderen Worten die Elementargesamtheiten und damit auch jede Hauptgesamtheit der Verstorbenen direkt aus den Registern zu entnehmen wären.

Die *erste* Methode, die Sterblichkeitsverhältnisse einer Bevölkerung mittels Beobachtung gleichzeitig Lebender und Verstorbener zu bestimmen, beruht darauf, daß die Zahl der Lebenden, welche in einem Kalenderjahre ein bestimmtes Altersjahr beginnen, mit der Zahl der vor Ablauf dieses Altersjahres Sterbenden verglichen werden. Da die Lebenden, welche in einem Kalenderjahre ein Altersjahr beginnen, dieses erst im nächsten Kalenderjahre vollenden, so werden sich die zum Vergleiche herangezogenen Verstorbenen auf zwei Kalenderjahre verteilen. Bei dieser Methode wird nach der üblichen Bezeichnungsweise die *erste* Hauptgesamtheit der Verstorbenen gebraucht. Sie wurde angewandt von *Becker* zur Berechnung der deutschen Sterbetafel aus den Erfahrungen der Jahre 1871 bis 1881, ferner von *Zeuner* zur Berechnung der Sterbetafeln für das Königreich Sachsen in den Jahren 1880/81, 1885/86, 1890/91, 1895/96 und 1900/01.

Die *zweite* Methode vergleicht die Lebenden, welche am Anfange eines Kalendesjahres in einem bestimmten Altersjahre stehen, mit der Zahl derjenigen, welche vor Schluß desselben Kalenderjahres von ihnen gestorben sind. Bei dieser Methode wird die *zweite* Hauptgesamtheit der Verstorbenen gebraucht. Sie wurde angewandt von *Böckh* für die preußische Absterbeordnung des Jahres 1865 und von *van Pesch* zur Berechnung der Sterbetafeln für die Niederlande.

Die *dritte* Methode vergleicht die Summe derjenigen Lebenden, die am Anfange eines Kalenderjahres in einem bestimmten Altersjahre stehen und diejenigen, welche am Schlusse des Kalenderjahres in demselben Alter stehen, mit der Zahl der im gleichen Altersjahre während des Kalenderjahres Gestorbenen. Bei ihr wird die *dritte* Hauptgesamtheit der Gestorbenen gebraucht. Sie wurde angewandt von *Farr* zur Berechnung der Sterbetafeln für England und Wales, ferner für die amtlichen Sterbetafeln von Italien und Frankreich und von *Kitz* für die Österreichischen Sterbetafeln.

Eine *vierte* Methode verwendet direkt die Elementargesamtheiten der Verstorbenen, indem sie die Lebenden, welche innerhalb eines Kalenderjahres ein bestimmtes Altersjahr beginnen (Lebende der ersten Methode) mit denjenigen vergleicht, welche von ihnen noch vor Ablauf des Kalenderjahres sterben, sodann die Lebenden, welche am Anfange des Kalenderjahres in dem bestimmten Altersjahre stehen (Lebende der zweiten Methode) mit denen vergleicht, welche von ihnen noch vor Ablauf des Altersjahres sterben. Aus beiden Verhältniszahlen läßt sich die Sterbenswahrscheinlichkeit für das betreffende Altersjahr zusammensetzen. Diese Methode ist von *Büchh* bei Berechnung der Berliner Sterbetafeln angewandt worden.

Bei allen Methoden kann auch statt der Beobachtungen eines Kalenderjahres die von mehreren etwa zehn Jahren zugrunde gelegt werden, die berechneten Tafeln gelten dann für den Durchschnitt mehrjähriger Sterblichkeitsverhältnisse der Bevölkerung.

Die erste *Beckersche* Methode ist die einzige, welche direkt die Sterbenswahrscheinlichkeiten der einzelnen Lebensjahre ergibt, die dann sofort für die Absterbeordnung verwendet werden können. Auch ist die erhaltene Sterbenswahrscheinlichkeit vollständig unabhängig von einer ungleichmäßigen Verteilung der Lebenden, die zu ihrer Berechnung verwendet werden. Ihre Mängel bestehen darin, daß die hier zur Anwendung kommende erste Hauptgesamtheit der Verstorbenen zerstückelte Beobachtungen zweier Kalenderjahre enthält und daß man zu ihrer Darstellung der Elementargesamtheiten bedarf, die meistens aus den Registern direkt nicht zu entnehmen sind, sondern erst rechnerisch aus den nach Altersjahren gegliederten Sterbefällen konstruiert werden müssen. Beide Mängel werden verringert, wenn man die Sterbetafel aus den Beobachtungen mehrerer Kalenderjahre bestimmt, weil dann die Zerstückelung nur im ersten und letzten Jahre statthat, auch die Elementargesamtheiten nur für diese beiden an der Grenze stehenden Kalenderjahre bekannt zu sein brauchen.

Die zweite Methode verwendet zu jeder ihrer Verhältniszahlen die Verstorbenen zweier Altersjahre und es ist ohne weiteres nicht

anzugeben, für welches Alter die aus ihnen abgeleiteten Sterbenswahrscheinlichkeiten gelten; das fragliche Alter ist abhängig von der Verteilung der Lebenden während eines Altersjahres. Bei dieser Methode wird eine Ordnung der Sterbefälle nach Geburtsjahren erfordert, die wie erwähnt meist aus den Registern direkt nicht zu entnehmen ist, sondern erst künstlich hergestellt werden muß. Die gewöhnliche Annahme, daß die Hauptgesamtheit, welche die Gestorbenen eines Altersjahres enthält, durch einfaches Halbieren in ihre zwei verschiedenen Geburtsjahren zugehörigen Elementargesamtheiten gespalten werden könne, hat sich durch Beobachtung der ausführlichen Register mehrerer deutscher Länder als nicht zutreffend erwiesen.

Was endlich die dritte Methode betrifft, die ihrer Einfachheit wegen häufig angewendet worden ist, so beruht sie allerdings auf der Verwendung von Hauptgesamtheiten dritter Gattung, die direkt aus den Registern zu entnehmen sind, durch diese Methode werden aber nicht die für die Sterbetafel notwendigen Sterbenswahrscheinlichkeiten bestimmt, sondern nur angenäherte Werte von Mortalitätskoeffizienten, aus denen dann erst die Sterbenswahrscheinlichkeiten berechnet werden müssen. Die größere oder geringere Annäherung an den richtigen Wert des Mortalitätskoeffizienten hängt wesentlich von der Verteilung der Lebenden während eines Altersjahres ab. Auch die vierte, *Böckhsche*, Methode ist nicht unabhängig von der Verteilung der Lebenden.

Nach diesen Ausführungen muß als beste Methode zur Bestimmung der Sterblichkeitsverhältnisse einer Bevölkerung die erste (*Beckersche*) empfohlen werden, zumal sich durch eine einfache Abänderung ihre Mängel fast vollständig beseitigen lassen. In folgendem soll diese abgeänderte *Beckersche* Methode kurz dargestellt werden:

Es liege der Zeitraum für den eine Sterbetafel berechnet werden soll, zwischen zwei Volkszählungen, in denen die Bevölkerung nach einzelnen Altersjahren ausgezählt worden ist, und es möge die Differenz der n bis $(n+1)$ Jahre alten Personen in den beiden die Periode einschließenden Zählungen mit D bezeichnet werden, so daß in der letzten dieser beiden Volkszählungen D Personen dieses Alters mehr gezählt worden sind als in der ersten. Es sei ferner die Anzahl der Verstorbenen dieses Alters in den betreffenden Kalenderjahren gleich M und die Zahl der durch Wanderung ausgeschiedenen Personen desselben Alters W , dann läßt sich aus der Zahl derjenigen Personen, welche innerhalb der beobachteten Periode das n^{te} Lebensjahr vollendeten, die Zahl derjenigen berechnen, welche innerhalb derselben Periode das $(n+1^{\text{te}})$ Lebensjahr vollendeten. Bezeichnet man die erste Zahl mit L , die zweite mit L_1 , so ergibt sich mit Hilfe der eingeführten Größen

$$L_1 = L - D - W - M.$$

Hier können die Größen D und W auch negativ sein. Diese einfache Gleichung ergibt der Reihe nach aus der Zahl der Lebendgeborenen die Zahl der lebenden Personen, welche das erste Altersjahr vollendeten, aus dieser die Zahl derjenigen, welche das zweite Altersjahr vollendeten u. s. f. Diese Gleichung gilt aber auch für einen beliebigen Teil eines Altersjahres. Bezeichnet man mit L_t die Zahl der Personen, welche innerhalb der beobachteten Zeitperiode $n + t$ Jahre alt würden, wobei t einen beliebigen Bruchteil eines Jahres bedeuten soll, mit D_t die Differenz der n bis $(n + t)$ Jahre alten Personen zur Zeit der beiden Volkszählungen, mit W_t die Zahl der im Alter n bis $(n + t)$ Jahren durch Wanderung Ausgeschiedenen und durch y die Zahl der im Alter von n bis $(n + t)$ Jahren Verstorbenen, so ist analog der obigen Gleichung

$$L_t = L - D_t - W_t - y.$$

Wird nun der Mortalitätskoeffizient zur Zeit t mit z bezeichnet, wo z eine Funktion von t bedeutet, so stellt sich die Zahl dy der in dem Zeitelemente dt Sterbenden durch die Gleichung dar

$$dy = L_t \cdot z \cdot dt.$$

Setzt man in diese Gleichung den obigen Wert von L_t ein, so erhält man für y die folgende Differentialgleichung:

$$\frac{dy}{dt} + z(y - L) + z(D_t + W_t) = 0.$$

Die Integration dieser Differentialgleichung läßt sich ausführen und gilt:

$$y = L \left(1 - e^{-\int_0^t z dt} \right) - e^{-\int_0^t z dt} \cdot \int_0^t (D_t + W_t) z e^{\int_0^t z dt} dt$$

Da die Größe $z e^{\int_0^t z dt}$ zwischen $t = 0$ und $t = 1$ positiv ist, so

ist das Integral $\int_0^t (D_t + W_t) z e^{-\int_0^t z dt} dt$ gleich dem Produkt aus einem

mittleren Wert von $(D_t + W_t)$ und dem Integral $\int_0^t z dt e^{\int_0^t z dt}$. Das In-

tegral hat den Wert $e^{\int_0^1 z dt} - 1$. Bezeichnet man den mittleren Wert von $D_t + W_t$ kurz mit $\bar{z} + w$, so erhält y den einfachen Wert

$$y = \left(1 - e^{-\int_0^t x dt}\right) [L - (z + w)].$$

Für $t = 1$ wird y gleich der Zahl der im Alter n bis $(n + 1)$ Jahren Gestorbenen d. h. gleich M und da $1 - e^{-\int_0^1 x dt}$ der genaue Wert der Sterbenswahrscheinlichkeit ist, der mit q bezeichnet werden mag, so wird

$$M = q L - (z + w) \cdot q$$

oder

$$q = \frac{M}{L - (z + w)}.$$

Nimmt man für die Altersstufe eine gleichmäßige Verteilung der Wanderungen und des Volkszählungsbestandes an, so ist der mittlere Wert $z + w$ zu ersetzen durch den bekannten Wert $\frac{1}{2}(D + W)$. Da $\frac{1}{2}(D + W)$ nie mehr als ein Hundertstel des Wertes L beträgt, so wird der gesamte Einfluß dieses Gliedes auf die Sterbenswahrscheinlichkeit nie mehr als $\frac{1}{100}$ betragen, und ein möglicher Fehler, der durch die Annahme der gleichmäßigen Verteilung entstanden ist, wird voraussichtlich noch weit geringere Wirkung haben und außerdem sich im Laufe der Rechnung aufheben, da er fluktuierend bald eine geringe Vergrößerung, bald eine Verkleinerung verursachen dürfte.

Die Formel für die Sterbenswahrscheinlichkeit in der abgeänderten *Beckerschen* Methode ist hiernach folgende

$$q = \frac{M}{L - \frac{D + W}{2}}.$$

Mit Hilfe dieser Formel sind die allgemeinen Deutschen Sterbetafeln für die Jahrzehnte 1881 bis 1890 und 1891 bis 1900 berechnet worden.

In dieser Formel werden von den Verstorbenen nur Hauptgesamtheiten dritter Gattung, die direkt aus den Registern zu entnehmen sind, gebraucht. Auch zur Bestimmung der Zahl L der Lebenden sind, wie aus der vorher angeführten Formel

$$L_1 = L - D - W - M$$

zu ersehen ist, nur die Zahl der Lebendgeborenen, die Daten der beiden Volkszählungen und die dritte Hauptgesamtheit der Verstorbenen nötig. Die aus den Sterbenswahrscheinlichkeiten abgeleitete Absterbeordnung bezieht sich auf das ganze beispielsweise zehnjährige Intervall

zwischen den beiden an der Grenze liegenden Volkszählungen, eine Zerstückelung der Beobachtungen des ersten und letzten Jahres, wie bei der *Beckerschen* Methode, findet hier nicht statt.

Erhebliche Schwierigkeiten stellen sich der Ermittlung der Wanderungen entgegen. Da Gliederungen der zu- und abwandernden Personen nach dem Alter gewöhnlich nicht vorliegen, so ist man genötigt, die Wanderungen durch den Vergleich zweier auf einander folgender Volkszählungen zu bestimmen. Die hierdurch erhaltenen Zahlen pflegen bedeutende Unregelmäßigkeiten durch Häufung zufälliger Fehler an den Tag zu legen und müssen durch geschickte Ausgleichungen verbessert werden, ehe sie zur Berechnung der Absterbeordnung verwandt werden können. Zum Glück sind aber zurückbleibende Unrichtigkeiten in den Wanderungszahlen nur von geringer Bedeutung für die Sterbewahrscheinlichkeiten, da gerade in den Altersjahren, in welchen die Wanderungen bedeutend sind, die Sterbewahrscheinlichkeiten einen recht geringen Wert haben. Es betrugen z. B. im Deutschen Reiche während der Achtziger Jahre die Wanderungen des männlichen Geschlechts in dem Alter von 20 bis 30 Jahren, wo sie ihren Höhepunkt erreichten, nur den dreihundertsten Teil der Lebenden, ein vollständiges Auslassen derselben würde mithin die Sterbewahrscheinlichkeit nur um den dreihundertsten Teil geändert haben und ein zurückgebliebener Fehler in ihrem mit großer Sorgfalt bestimmten Werte kann also wohl kaum merklich sein, zumal die Sterbewahrscheinlichkeit in dieser Altersstufe nicht einmal den Wert von 0.008 erreicht. Dabei muß bemerkt werden, daß die Wanderung des männlichen Geschlechtes innerhalb der Achtziger Jahre in Deutschland recht beträchtlich war.

Als zweckmäßigster Zeitraum für den die Sterblichkeitsmessung einer Bevölkerung zu gelten hat, möchte wohl der Zeitraum von 10 Jahren zu bezeichnen sein. Da in den meisten Kulturstaaten um die vollen Jahrzehnte herum vollständige Zählungen stattzufinden pflegen, würde sich empfehlen, den Zeitraum, der zwischen zwei derartigen Volkszählungen liegt, als Geltungsbereich für die Absterbeordnung zu wählen. So reiht sich am besten eine Absterbeordnung an die nächste heran und es läßt sich die Änderung der Sterblichkeitsverhältnisse in derselben Bevölkerung von 10 zu 10 Jahren verfolgen.

Für das Deutsche Reich sind bisher 3 Sterbetafeln berechnet worden, die erste nach der *Beckerschen* Methode für die Jahre 1871 bis 1881, die zweite und dritte für die beiden Jahrzehnte 1881 bis 1890 und 1891 bis 1900 nach der abgeänderten *Beckerschen* Methode. Die Änderungen der Sterblichkeitsverhältnisse in

diesen drei Perioden lassen sich aus den Werten der mittleren Lebensdauer erkennen, die hier folgen:

Sterbetafel der Jahre	Mittlere Lebensdauer	
	des männlichen Geschlechts	des weiblichen Geschlechts
1871 bis 1881	35, 58 Jahre	38, 45 Jahre
1881 „ 1890	37, 17 „	40, 24 „
1891 „ 1900	40, 56 „	43, 97 „

Thesen:

1. Die beste Methode für die Sterblichkeitsmessungen der Bevölkerung ist die *Beckersche*, welche direkt die Sterbewahrscheinlichkeit der einzelnen Altersjahre ermittelt, insbesondere mit der hier angegebenen Änderung, wodurch die Zerstückelung der Beobachtungen der einzelnen Kalenderjahre vermieden wird.

2. Es empfiehlt sich, in Zeiträumen von 10 Jahren die Berechnung von Sterbetafeln für eine Bevölkerung zu wiederholen. Die Absterbeordnung bezieht sich am besten auf den Durchschnitt von 10 Kalenderjahren, die von zwei Volkszählungen eingeschlossen werden.

3. Für die Ausgleichung von Sterbetafeln einer Bevölkerung ist die analytische Methode unbrauchbar, da sie die Eigentümlichkeiten der Volkssterblichkeit nicht erkennen läßt. Zu empfehlen sind Ausgleichungsmethoden die auf Interpolation beruhen, wie z. B. die von *Altenburger* vorgeschlagene. Vergl. Band 1, Heft 4 der Österr.-Ungar. Mitteilungen des Verbandes der Privatversicherungsanstalten.

XII. — C.

Investigations sur la mortalité de la population générale.

[Moyens à employer pour rassembler le matériel statistique. —
Intervalle le plus convenable entre deux recensements. —
Construction de la table de mortalité.]

Par **R. Risser**, Actuaire du Ministère du travail, Paris.

Introduction.

L'étude des questions d'hygiène et de salubrité, la comparaison de la mortalité d'un pays avec celle des pays voisins, l'établissement de tarifs rationnels d'assurance populaire, ne peuvent s'effectuer que si l'on a à sa disposition des tables de mortalité scientifiquement construites. L'établissement de semblables tables et l'étude de la variation des taux de mortalité avec le temps sont actuellement des problèmes d'une importance capitale. Je m'excuse d'oser les aborder en partie, après les remarquables travaux faits sur ce sujet tant par les statisticiens que par les actuaires les plus autorisés, et aussi après les travaux des maîtres de la science actuarielle réunis en congrès.

Dans l'établissement d'une table de mortalité, on peut se trouver en présence, soit d'un groupement homogène de population, soit d'un ensemble.

Dans le 1^{er} cas, on a à sa disposition les dates de naissance et de décès des individus appartenant à une couche homogène de population et il est alors possible d'évaluer pour chaque année d'âge combien de têtes ont été soumises au risque v_x et combien il s'est produit de décès d_x .

La probabilité annuelle de décès $\frac{d_x}{v_x}$ supposée égale pour tous les individus d'âge x prend le nom de taux de mortalité d'âge x .

Tel est le problème que les actuaires de Compagnies d'assurances ont à étudier.

Dans le 2^e cas, on opère sur un ensemble de population (population de tout un pays, ou d'une région de ce pays). Il faut alors dans une certaine mesure tenir compte de l'émigration des individus ayant fait partie du groupe observé; de l'arrivée de nouveaux individus dans le même groupe ou de l'immigration, de l'accroissement du nombre des têtes qui s'y produit par l'excès du nombre des naissances sur celui des décès; et il est alors nécessaire de remédier le mieux possible aux causes d'erreur qui sont la conséquence de l'introduction des nouveaux éléments ci-dessus signalés.

Ajoutons enfin que les habitants d'un même pays, ayant même âge x , ne forment pas une couche homogène de population. Certains d'entre eux sont mal constitués, d'autres sont aujourd'hui malades, d'autres présentent des risques exceptionnels en raison de leur profession, d'autres habitent la ville, d'autres la campagne. Si donc le statisticien considère un ensemble de population, il confond par là même tous les individus (malades ou non malades, professionnels ou non professionnels), il ne donnera donc pour $\frac{d_x}{v_x}$ qu'une moyenne.

L'établissement d'une table de mortalité de population comprend tout d'abord la recherche des taux bruts, c'est-à-dire des taux de mortalité obtenus au moyen de documents appropriés.

Le mode de rassemblement de tels documents, et leur utilisation pour le calcul des taux bruts font l'objet de cette étude.

A. Matériel statistique nécessaire.

1^{er} Chapitre.

Si les mouvements migratoires n'étaient point sensibles, si l'on possédait les listes de naissance et de décès remontant à un siècle, on pourrait établir une table de mortalité. Seule la Suède possède des documents de cette nature, car sur les instances de *Wargentin* et la haute autorité de l'Académie des sciences, en Suède, on a fait depuis 1749 le relevé des décès, et celui des naissances groupés par âge. *Wargentin* faisait d'ailleurs observer qu'à l'aide de ces documents on pouvait calculer les taux de mortalité pour chaque âge en prenant les rapports des décédés et des vivants du même âge.

Supposons maintenant que ces mouvements migratoires soient sensibles. On peut dire que la composition des populations immigrantes

et émigrantes est à très peu près la même: célibataires adultes, familles sans enfants en bas âge.

Dans ces conditions, on peut admettre que les décès des 3 ou 4 premières années d'âge proviennent presque tous de naissances déclarées dans le pays. Car l'excès du nombre des décès d'enfants d'émigrants, sur le nombre des décès d'enfants d'immigrants est faible. Si l'on monte ensuite dans l'échelle des âges, on ne peut plus faire cette supposition. les taux de mortalité calculés pour les âges supérieurs à 5 ans étant alors faussés par les mouvements migratoires.

A. Recensements. — Nous sommes donc obligés de recourir à d'autres sources de documents faisant intervenir l'influence de l'émigration et de l'immigration sur le chiffre de la population de chaque âge: ces documents sont ceux des recensements. A l'aide d'un recensement, si l'on a opéré au moyen de bulletins individuels, on a sur chaque individu présent sur le territoire à la date du recensement un certain nombre de renseignements.

L'habitant est en définitive l'unité fondamentale. Si les comptages englobent les personnes présentes le jour du recensement, on obtient par le dénombrement le chiffre de la population présente ou de fait. Si au contraire ils ne font apparaître que les personnes ayant leur résidence actuellement dans la commune, on obtient la population légale ou de droit. En réalité, on a ainsi fait à un moment donné dans l'un ou l'autre cas une véritable photographie démographique.

En 1896, on n'avait demandé aux habitants que d'indiquer leur âge, alors qu'en 1901 et 1906, on a astreint les individus à une précision plus grande, en les obligeant à donner la date exacte de leur naissance.

Est-on sûr, même dans ces circonstances, d'avoir eu les âges exacts des recensés? L'examen des bulletins du recensement 1901 ¹⁾ montre que même dans ce cas il s'est produit des attractions aux âges ronds, c'est-à-dire aux chiffres terminés par 0 ou 5. Les oscillations dans la courbe des vivants, qui étaient tout à fait anormales, n'ont pu être corrigées qu'à l'aide d'un ajustement, devenu indispensable. (Nous reviendrons sur ce point important dans la suite de cette étude.)

Il est plus qu'évident que, si l'on avait continué en 1901 à utiliser les bulletins de 1896, on aurait constaté sur la courbe des vivants des

¹⁾ Rappelons à ce propos que le bulletin individuel utilisé à l'occasion du dénombrement de 1901 portait les questions suivantes relatives aux :

Nom — Prénoms — Sexe — Age et lieu de naissance (né en l'année — le —)

Nationalité — Situation de famille — Résidence — Instruction — Profession. Sur le bulletin figuraient de plus des questions complémentaires sur la profession ou l'industrie principale à la date du recensement.

oscillations un peu plus fortes. Les habitants peuvent voir en un recensement un moyen de faire une enquête fiscale de grande envergure, et être portés à donner des indications erronées, mais l'éducation statistique des masses s'améliorant chaque jour, il est probable qu'avec la pratique des recensements, les idées en cours sur le sujet dans la masse disparaîtront et l'on est tenté de croire avec une probabilité de plus en plus grande que les indications fournies sur les bulletins se préciseront, et par suite que les résultats tirés de l'étude des dénombremments auront de plus en plus de valeur.

Intervalle de deux recensements. — Depuis le commencement du 19^e siècle, les recensements généraux se succèdent en France tous les 5 ans. La loi de police du 22 juillet 1791, ¹⁾ prescrit de dresser tous les ans, l'état des habitants avec indication du sexe, de l'âge, de la profession.

Il faut toutefois rappeler que cette prescription n'a jamais été exécutée; une ordonnance de 1822 a fixé à 5 ans la périodicité des recensements. Nous allons rappeler ici les diverses raisons invoquées tant par les statisticiens que par les législateurs en faveur de la répétition de ces opérations. Tout d'abord, l'application de bon nombre de dispositions législatives exige que les chiffres de population soient connus d'une façon assez exacte, surtout pour les différentes localités. En effet si la population totale d'un pays n'augmente pas beaucoup en 5 ans (tel est le cas de la France), la population d'un assez grand nombre de subdivisions administratives (communes) subit d'importantes modifications, et ces modifications entraînent des changements dans la composition des catégories formées pour l'application des lois fiscales, sanitaires, politiques etc. dont il faut tenir compte pour une juste application des dites lois.

Si la population subit dans son ensemble une variation entre deux recensements successifs, variation intéressante à connaître, de la composition de la population suivant l'âge, l'état civil, la nationalité, et plus particulièrement suivant l'industrie ou la profession, se transforme dans une proportion très notable. Ces différences modifient le caractère des rapports qui servent de mesure à la mortalité, la natalité,

¹⁾ *Loi du 22 juillet 1791. Art. I.* Dans les villes et dans les campagnes les corps municipaux feront constater l'état des habitants soit par des officiers municipaux soit par des commissaires de police s'il y en a, soit par des citoyens commis à cet effet. Chaque année dans le courant du mois de novembre et de décembre, cet état sera vérifié de nouveau.

Art. II. Le registre portera mention des déclarations que chacun aura faites de ses nom, âge, lieu de naissance, dernier domicile, profession, métier, et autre moyen d'existence.

la nuptialité etc. suivant l'âge, la profession, ou encore servent à caractériser ou expliquer certains phénomènes et transformations économiques. Les motifs exposés en première ligne, ont déterminé au début du XIX^e siècle le choix de la période quinquennale; les autres motifs ont aujourd'hui, à cause de l'activité économique mondiale, une importance beaucoup plus grande que les premiers. En France comme dans un certain nombre d'autres pays, la répétition quinquennale des recensements se trouve imposée par des raisons de méthode. Voici ce que dit à ce sujet Mr. *Levasseur*, l'éminent statisticien, dans un rapport adressé au Ministre du Commerce et de l'Industrie le 30 novembre 1904, au nom du comité de contrôle et de publication des résultats du recensement en France:

„Les opérations proprement dites du recensement sont exécutées „par les autorités locales et non par des agents du pouvoir central, „lequel n'a par suite aucune action efficace sur l'exécution. Le système „offre un double avantage: d'abord celui de n'imposer de ce chef „aucune charge au budget de l'Etat, puis il permet le contrôle des „documents du recensement, par ceux qui sont le mieux à même d'en „vérifier la valeur. Il a cet inconvénient que les instructions de l'admini- „stration centrale sont loin d'être toujours fidèlement exécutées. On „n'obtient de bons résultats qu'à la longue, lorsque le personnel local „a acquis la pratique indispensable. Pour que les traditions se conservent, „il importe qu'entre deux recensements successifs, une grande partie „des agents locaux demeurent les mêmes et ne perdent pas le souvenir „des opérations antérieures.“

Ainsi le personnel peut éviter les erreurs, les méprises, les fausses interprétations qu'il commet lors d'une première application des instructions ministérielles. Ces considérations sont de la plus haute importance: à elles seules, elles seraient une raison suffisante pour ne pas trop espacer les recensements, et elles doivent engager l'administration à modifier le moins possible les méthodes habituelles. J'ajoute que l'imperfection inévitable des documents transmis laissant toujours peser quelque incertitude sur la valeur des résultats, la comparaison des chiffres obtenus à de courts intervalles permet seule d'apprécier le degré de confiance qu'il convient de leur accorder. Enfin la périodicité décennale créerait de graves difficultés quant au dépouillement et à la publication des résultats.

B. Nécessité de connaître la répartition de cette population au 1^{er} janvier de l'année dans laquelle a été fait le recensement. — Le recensement de la population fournit le classement de la population par sexe, et suivant l'année de naissance (si l'opération est faite à une autre époque que le 31 décembre, et le classement suivant l'année

de naissance et l'année d'âge si le recensement est effectué le 31 décembre.¹⁾

Si les décès sont classés suivant le millésime de la naissance et l'année d'âge, il est absolument nécessaire d'avoir un classement analogue des vivants si l'on veut calculer les taux de mortalité par la méthode de *Zeuner* ou de *Van Pesch*. Si, au contraire, les décès sont classés seulement suivant l'âge, comme cela a eu lieu en France jusqu'en 1907, il est indispensable d'avoir le classement des vivants suivant l'année d'âge et de naissance, lorsqu'on veut serrer de très près le problème qui consiste à évaluer avec la plus grande approximation les taux de mortalité.

Avant de chercher la répartition de la population au 1^{er} janvier, il est nécessaire de faire quelques corrections en ce qui concerne la population à la date du recensement. En effet, il faut tenir compte des personnes qui se trouvent hors du territoire au moment du recensement, et pour qui les prescriptions de l'Etat civil exigent que leurs décès soient transcrits sur les registres de leur dernier domicile.

Cette observation doit être faite pour la France en ce qui concerne les militaires, marins, transportés, et en général toutes les personnes relevant d'établissements publics situés hors de France. On peut alors à l'aide de statistiques appropriées (statistique des troupes coloniales, statistique sanitaire de la marine, statistique des inscrits maritimes, statistique des condamnés) faire d'une façon plus ou moins précise, suivant que les statistiques sont elles-mêmes plus ou moins complètes, les corrections dont nous avons parlé plus haut.

Nombre des vivants au 1^{er} janvier. — Pour passer des survivants à la date X du recensement, aux survivants le 1^{er} janvier, il suffirait pour chaque année de naissance, d'ajouter au nombre recensé le nombre des décédés de la même génération entre le 1^{er} janvier et l'époque X.

Ce nombre est connu si l'on a à sa disposition des fiches de décès, comme cela a lieu dans un certain nombre d'états de l'Europe depuis de longues années et en France depuis 1907. Car on a alors les décès classés suivant le sexe, l'année d'âge, et l'année de naissance.

Si au contraire les décédés sont classés suivant le mois du décès sans distinction de sexe, et seulement par catégories d'âges ²⁾ [0—1 an, 1 à 4, 5 à 19, 20 à 59, 60 et plus (statistique des décès antérieure à 1907)], on fait les évaluations en ayant recours aux chiffres publiés dans la statistique annuelle du mouvement de la population. On a

¹⁾ La question relative à l'âge du recensé est faite sur le bulletin de la façon suivante: Né en l'année mois de

²⁾ Ce cas s'est présenté à l'occasion du Recensement 24 mars 1901.

pu ainsi établir que les proportions des décès du 1^{er} janvier au 24 mars 1901 pour les différentes coupures envisagées étaient les suivantes :

0 à 1 an	20 $\frac{6}{10}$	20 à 49 ans	26 $\frac{7}{10}$
1 à 4 ans	26 $\frac{0}{10}$	50 à 59 ans	30 $\frac{0}{10}$
5 à 19 ans	25 $\frac{6}{10}$	60 et plus	34 $\frac{0}{10}$

A l'aide de ces proportions et des nombres des décès survenus à chaque âge en 1901, on a calculé le nombre probable des décès survenus à chaque âge entre le 1^{er} janvier et le 24 mars 1901. Or les nombres de décès qui nous intéressent sont les nombres correspondant à chaque génération.

Voici comment M^r March¹⁾ dans son étude sur les „tables de mortalité de la population de la France au début du XX^e siècle“ les détermine.

„Or au cours du 1^{er} trimestre 1901, le nombre des décédés âgés de 15 à 16 ans, par exemple, n'est pas le même que le nombre des décédés nés en 1885. L'écart est égal à la différence entre : 1^o le nombre des individus nés en 1885 et entrés dans leur 17^e année avant le 24 mars 1901 (nés du 1^{er} janvier au 24 mars 1885) : 2^o le nombre des individus nés en 1886 (du 1^{er} janvier au 24 mars) et ayant dépassé 15 ans le 24 mars 1901.

Considérons le premier de ces deux nombres, celui des décédés du 1^{er} trimestre 1901 qui sont âgés de plus de 16 ans et sont nés par conséquence au cours du 1^{er} trimestre 1885 : il est à peu près égal au nombre des décédés de la même période âgés aussi de plus de 16 ans, mais nés au cours du dernier trimestre 1884.

La somme des deux représente le nombre des décédés du premier trimestre 1901, âgés de 16 ans à 16 ans et trois mois, c'est-à-dire à peu près le quart des décès survenus en 1901 parmi le quart des individus âgés de 16 et 17 ans, soit $\frac{1}{32}$ du nombre des décès de 16 à 17 ans en 1901. Il en résulte que le nombre des décédés du 1^{er} trimestre 1901, âgés de plus de 16 ans, est à peu près égal à $\frac{1}{32}$ des décès de 16 à 17 ans en 1901. On verrait de même que le nombre des décédés du 1^{er} trimestre 1901, âgés de plus de 15 ans, est à peu près égal à $\frac{1}{32}$ des décès de 15 à 16 ans en 1901.

En conséquence, la différence de ces deux nombres est égale au $\frac{1}{32}$ de la différence des nombres de décès constatés en 1901, pour les âges de 16 à 17 ans et 15 à 16 ans. Telle est la valeur approximative de l'écart entre le nombre des individus nés en 1885, mais ayant atteint l'âge de 16 ans avant le 24 mars 1901, et le nombre

¹⁾ Communication à la Société de Statistique de Paris (séance du 20 juin 1906).

des individus nés en 1886, ayant plus de 15 ans le 24 mars 1901. Telle est aussi la correction à ajouter au nombre des décès survenus du 1^{er} janvier au 24 mars 1901, à l'âge de 15 à 16 ans, pour obtenir le nombre des décès survenus au cours de la même période parmi les individus de la génération 1885.

Et de même pour les autres générations que l'on ramène ainsi à leur effectif à la date du 1^{er} janvier 1901.

Pour les enfants de moins de 1 an, il n'est plus possible, vu la mortalité considérable dans cette période, d'appliquer la correction indiquée précédemment; il suffit de suivre la naissance des enfants de l'année 1900 mois par mois, et de déterminer le nombre des survivants le 1^{er} janvier et le 24 mars 1901 en partant de la loi de mortalité de ces enfants. Les documents statistiques sur la mortalité des enfants de 0 à 1 an permettent d'une part d'établir un tableau fixant la proportion pour 100 survivants (des deux sexes réunis) au début de chaque mois, des décès pendant ce mois et le tableau des survivants et décédés pendant la 1^{re} année (voir tomes 29 et 30 de la Statistique annuelle du mouvement de la population). On a établi des tableaux analogues à ceux signalés dans ces études et afférents aux années 1900 et 1901.

Connaissant d'une part en 1900 les proportions des naissances suivant le sexe et d'autre part les proportions des décès de 0 à 1 an suivant le sexe, on a pu à l'aide des chiffres des tableaux précédents évaluer les nombres qu'il faut ajouter aux nombres d'enfants (M et F) de la génération 1900, recensés le 24 mars 1901, pour obtenir les nombres d'enfants de 0 à 1 an, présents le 1^{er} janvier 1901.

C. Répartition des décès. — Les décédés peuvent être répartis suivant l'année, ou par classes d'âge suivant le millésime de la naissance, ou enfin suivant l'année d'âge et l'année de naissance. Or on sait que pour obtenir un coefficient assimilable à une probabilité (taux de mortalité), il faut, pour une catégorie d'âge déterminé, rapporter le nombre des décès observés dans un groupe d'individus appartenant à cette catégorie, au nombre des individus qui ont été soumis au risque de mort durant le temps qui sépare l'entrée et la sortie de cette catégorie d'âge.

Le calcul d'un semblable coefficient n'est possible que, si les vivants et les morts sont l'objet d'un double classement par années d'âge et années de naissance. Nous avons montré plus haut que, si le recensement avait lieu le 1^{er} janvier, le double classement des vivants était réalisé de fait, et que si l'opération du dénombrement avait lieu à une autre époque que le 1^{er} janvier, il était indispensable de chercher l'état de la population au 1^{er} janvier.

La répartition des décès par année de naissance et par année d'âge qui se prête très bien à la représentation dans le plan de M^r Lexis, si ingénieuse au point de vue analytique, est attribuée à Becker et Knapp — M^r Van Pesch, professeur à l'université d'Amsterdam, en revendique la priorité. Voici ce qu'il écrit dans la préface de son livre (Tables de mortalité pour le royaume des Pays Bas 1880—1890): „Dans un petit aperçu des tables de mortalité qui a paru en 1866, et qui donc a été publié avant le livre remarquable de M^r Knapp *„Über die Ermittlung der Sterblichkeit“*, j'ai indiqué sans formules mathématiques la réforme qu'on devrait apporter dans les relevés statistiques. La réforme que j'ai en vue est celle qui répartit les décès non seulement par année d'âge, mais aussi par année de naissance. Cette modification jugée nécessaire par la résolution adoptée au Congrès de statistique de 1869 a été introduite dès 1870 par notre gouvernement.“

Les chiffres de décédés résultent du dépeuillement d'une des statistiques de l'état civil (statistique des décès). Dans un cas, l'administration de chacune des subdivisions du territoire peut être chargée d'élaborer la statistique des décès, conformément à des indications du service central. L'administration d'une circonscription ou ensemble de subdivisions groupe les résultats des diverses subdivisions et établit des tableaux récapitulatifs. Enfin le service central réunit les tableaux des diverses circonscriptions pour en former un tableau général.

En France, en exécution de la circulaire du 1^{er} février 1898 du Ministère du Commerce et de l'Industrie et des circulaires antérieures, la statistique annuelle des opérations de l'Etat civil était dressée dans les villes de plus de 2000 habitants agglomérés par les administrations communales, pour les autres localités par les bureaux des sous-préfectures au moyen des listes nominatives fournies par les maires des localités, et renfermant pour chaque individu désigné les principaux renseignements portés dans l'acte de l'Etat civil qui le concerne. Les tableaux communaux faisaient l'objet d'une récapitulation par arrondissement laquelle était transmise à la préfecture.

Les bureaux de préfecture groupaient les résultats des divers arrondissements. L'établissement de ces statistiques exigeait un assez long travail des bureaux municipaux et départementaux.

Dans l'autre cas, la statistique de l'état civil est élaborée par l'administration centrale (service de la statistique) qui reçoit pour chacun des actes de l'état civil une fiche individuelle. Ce système est appliqué partiellement ou complètement en Autriche, en Hongrie, en Allemagne, en Suisse et en Italie pour ne citer que les états d'Europe. A la suite des vœux émis par le Conseil supérieur de statistique, il a été décidé que la statistique des décès serait établie à l'aide de

fiches conformes à celle figurant ci-dessous, fiches dont le dépouillement serait effectué par le service de la statistique.

Le maire doit expédier à la préfecture, avec un bordereau, les bulletins du 1^{er} semestre avant le 8 juillet suivant, ceux du 2^e semestre avant le 8 janvier suivant. Le préfet adresse à la statistique générale de la France, les bulletins, les bordereaux communaux, et un bordereau récapitulatif départemental pour le 1^{er} semestre avant le 18 juillet suivant, et pour le 2^e semestre avant le 18 janvier suivant.

Ce système joint de l'avantage considérable de décharger les administrations communales d'un travail statistique long, il les oblige simplement à recueillir des renseignements. Il permettra de faire une série d'investigations et de recherches tant sur la natalité, la nuptialité que sur la mortalité: il sera possible en utilisant d'une part les documents du recensement de 1906, puis celui de 1911 d'étudier non seulement la mortalité générale, mais encore la mortalité par groupes professionnels en tenant compte du sexe et de l'état civil.

B. Préparation de la table de mortalité.

2^e Chapitre.

Si les nombres de vivants à la date du 1^{er} janvier 19.. étaient exacts, il suffirait de les comparer aux nombres de décès survenus au cours d'une certaine période parmi les vivants considérés pour avoir les taux bruts de mortalité. L'examen des chiffres de vivants fournis par les recensements français, et de bon nombre de recensements étrangers, fait apparaître des anomalies qui résultent d'erreurs systématiques et accidentelles, et qui sont la conséquence de fautes d'inattention, d'omissions volontaires ou non, faites par les recensés à propos de la déclaration de leur année de naissance, et enfin des erreurs de dépouillement qui doivent agir d'une façon à peu près égale sur toutes les années. Ces observations ont été signalées et analysées maintes fois par les chefs de service de statistiques, nous nous bornons ici à les rappeler.

a) *Ajustement des nombres de vivants et de décédés.* — On voit donc qu'on est forcément amené à substituer à l'ensemble de ces nombres de vivants au 1^{er} janvier, des nombres rectifiés soit par un procédé graphique, soit par un procédé analytique. Mr. *March* en établissant la table de mortalité de la population française a été amené à traiter cette question; il s'est inspiré de la méthode graphique suivie par le Dr. *Sprague* à l'occasion de la construction de la table de mortalité Hm de l'Institut des actuaires anglais, et il s'est posé en réalité le problème suivant: „Tracer une courbe telle que le nombre des

DÉPARTEMENT

RÉPUBLIQUE FRANÇAISE.

ANNÉE 19.....

d.....

ARRONDISSEMENT

d.....

Commune

d

BULLETIN DE DÉCÈS.

N° de l'acte :

N^o d'ordre du décès :

Décès survenu le du mois d 19..... à..... heures du.....
(matin ou soir.)

(matin ou soir.)

1. Sexe : masculin féminin
2. Date et lieu de naissance. N^e le du mois 19 (n'indiquer les mois d'âge que pour les enfants ayant moins de 5 ans.)
à département d
- S'il s'agit d'un adulte :* *S'il s'agit d'un enfant de moins de cinq ans :*
3. État civil. { Célibataire
Marié } Depuis {
Veuf } combien {
Divorcé } d'an- nées ? {
Était-il . { légitime ?
illégitime ?
premier né ?
4. Si le décédé était marié. { Age au mariage
Nombre d'enfants vivants ou morts issus du mariage (morts-nés non compris).
Nombre d'enfants survivants
Age de l'époux survivant
- Si l'enfant a moins d'un an :*
- Mode d'alimentation. { Au sein
Au biberon
Par allaitement mixte
5. Profession du décédé⁽¹⁾ Patron⁽²⁾ Employé⁽²⁾ Ouvrier⁽²⁾
Profession de l'époux survivant⁽¹⁾ Patron⁽²⁾ Employé⁽²⁾ Ouvrier⁽²⁾
6. Si le décédé est un enfant :
Profession du père⁽¹⁾ Patron⁽²⁾ Employé⁽²⁾ Ouvrier⁽²⁾
Profession de la mère⁽¹⁾ Patronne⁽²⁾ Employée⁽²⁾ Ouvrière⁽²⁾
7. Maladie ou accident cause de mort
aiguë
chronique
8. Le décès a-t-il été constaté par un médecin ?

2. Date et lieu de naissance. | Né le..... du mois..... 19.... (n'indiquer les mois d'âge que pour les enfants ayant moins de 5 ans.)
à..... département d.....

département d.....

S'il s'agit d'un adulte :

S'il s'agit d'un enfant de moins de cinq ans :

- | | | | | |
|----------------|---|--|------------|--|
| 3. État civil. | Célibataire
Marié
Veuf
Divorcé | Depuis
combien
d'an-
nées ? | Était-il . | légitime ?
illégitime ?
premier né ? |
| | | | | |
| | | | | |
| | | | | |

Était-il . { illégitime?

 { premier né?

- | | | | | | |
|---------------------------------------|---|---|---|--------------------------------------|----------------------------|
| 4. Si le
décédé
était
marié. | { | Age au mariage | { | <i>Si l'enfant a moins d'un an :</i> | |
| | | Nombre d'enfants vivants ou
morts issus du mariage (morts-
nés non compris). | | Mode | Au sein..... |
| | | Nombre d'enfants survivants | | d'alimen-
tation. | Au biberon |
| | | Age de l'époux survivant..... | | | Par allaitement mixte..... |

Si l'enfant a moins d'un an :

Mode d'alimen- tation.	{	Au sein.....
		Au biberon
		Par allaitement mixte

5. Profession du décédé⁽¹⁾..... Patron⁽²⁾..... Employé⁽²⁾..... Ouvrier⁽²⁾.....
 Profession de l'époux survivant⁽¹⁾..... Patron⁽²⁾..... Employé⁽²⁾..... Ouvrier⁽²⁾.....

Profession de l'époux survivant⁽¹⁾..... Patron⁽²⁾..... Employé⁽²⁾..... Ouvrier⁽²⁾.....

6. Si le décédé est un enfant :.....
- | | | | |
|--|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Profession du père ⁽¹⁾ | Patron ⁽²⁾ | Employé ⁽²⁾ | Ouvrier ⁽²⁾ |
| Profession de la mère ⁽¹⁾ | Patronne ⁽²⁾ | Employée ⁽²⁾ | Ouvrière ⁽²⁾ |

Profession de la mère⁽¹⁾.....Patronne⁽²⁾ Employée⁽²⁾.. Ouvrière⁽²⁾...

7. Maladie ou accident cause de mort.....

8. Le décès a-t-il été constaté par un médecin?
- le 19.....

Le Déclarant,

Le Maire
ou *le Préposé de l'état civil,*

Vu :
Le Médecin de l'état civil,

(1) Préciser le plus possible la profession.

(2) Oui ou non.

individus représenté par cette courbe soit égal au nombre primitif, non seulement dans toute l'étendue du tracé, mais encore dans chacune des régions correspondant aux ondes dont on veut conserver le mouvement, avec la condition que l'écart entre les nombres fournis par le tracé et les nombres primitifs soit le plus petit possible.⁴ Or en réalité la méthode de *Sprague*, qui est dérivée d'une méthode d'ajustement employée au 18^e siècle en astronomie, fait intervenir indirectement une considération analytique qui sert à construire soit la courbe entière, soit les différentes fractions de cette courbe. On aurait pu employer comme méthode d'ajustement graphique, la méthode des canaux, qui a été utilisée avec succès en ce qui concerne les taux de mortalité. Nous nous bornerons ici à examiner ce que pourraient fournir certains procédés exclusivement analytiques tant pour l'ajustement des nombres de vivants que pour celui des nombres de décédés.¹) Pour l'ajustement des nombres de vivants, nous avons eu recours à la méthode de *Woolhouse*, qui consiste à faire passer 5 paraboles du second degré par les groupes de 3 points

$$\begin{array}{ccc} V_{x-7} & V_{x-2} & V_{x+3} \\ V_{x-6} & V_{x-1} & V_{x+4} \\ V_{x-5} & V_x & V_{x+5} \\ V_{x-4} & V_{x+1} & V_{x+6} \\ V_{x-3} & V_{x+2} & V_{x+7} \end{array}$$

et à prendre pour valeur ajustée la moyenne des ordonnées correspondant à l'abscisse x dans chacune des paraboles, ce qui fournit pour la valeur ajustée :

$$5 V'_x = V_x + \gamma_1 + \gamma_2 - 0.04(f + 4g + 2h + 3k),$$

$$V_j = v_{x-j} + v_{x+j} \text{ et } \gamma_1 - \gamma_3 = f, \gamma_2 - \gamma_3 = g, \gamma_6 - \gamma_3 = h, \gamma_7 - \gamma_4 = k.$$

Le procédé de *Woolhouse* donna comme courbe ajustée une série d'arcs de paraboles qui ont des tangentes distinctes à leurs extrémités. On pourrait éviter cette discontinuité dans le tracé en employant une série de paraboles du 3^e degré ayant en leurs points d'intersection un contact du 1^{er} ordre, c'est-à-dire l'ajustement de *Karup*. Malgré cet inconvénient, nous avons employé l'ajustement de *Woolhouse* parce qu'il l'avait été en maintes circonstances et d'une façon assez heureuse par des actnaires ou des statisticiens, et surtout pour nous rendre compte de ce qu'il nous donnerait ici. On peut à ce

¹) Nous n'avons opéré que sur les nombres des vivants et des décédés de sexe masculin.

sujet ajouter que les méthodes analytiques sont indiquées en ce qui concerne les calculs actuariels et statistiques lorsque les résultats fournis par l'observation ne présentent point d'erreurs systématiques.

En partant des valeurs V'_x, V'_{x+1}, \dots et en suivant la même méthode, on calcule les nombres V''_x, V''_{x+1}, \dots : on réalise de cette façon non plus un ajustement analytique, mais un véritable redressement arithmétique des nombres V' .

Il faut dire que cette méthode ainsi que toutes les autres méthode analytiques, ne tient pas compte du degré d'attraction qui est la cause des erreurs, car le degré d'attraction n'est pas le même aux différents âges. L'ajustement graphique ne peut pas non plus remédier à cet état de choses et annihiler les effets de ces erreurs systématiques.

En définitive, nous avons effectué un premier ajustement *Woolhouse*, puis un redressement arithmétique des valeurs rectifiées V' dans le but de nous rendre compte si ces deux opérations pouvaient fournir des résultats meilleurs qu'un ajustement unique.

Nous désignerons sous le nom de deuxième ajustement ce redressement, de même que nous appellerons double ajustement l'ensemble des deux opérations effectuées.

Le premier ajustement nous a fourni, en utilisant toutes les observations, les nombres de vivants de 7 à 91 ans, et le deuxième ajustement, ceux des vivants de 14 à 84 ans inclus, en employant pour ce deuxième calcul les nombres provenant du premier ajustement.

Les résultats trouvés ainsi que ceux obtenus au moyen de la méthode de *Sprague* figurent dans le Tableau II (p. 570).

A l'aide de ce tableau, on a fait la comparaison entre les nombres ajustés de vivants provenant de l'ajustement *Sprague* et ceux des deux ajustements *Woolhouse*, puis entre les nombres non ajustés et ceux résultant des trois ajustements.

On a fait ensuite le comptage des nombres d'écarts positifs et négatifs et celui des nombres de variations et de permanences. Les résultats fournis par cet examen spécial sont consignés ci-dessous:

Âges	Nombres de vivants au 1 ^{er} janvier 1901 (sexe masculin)			
	Non ajustés	1 ^{er} ajustement <i>Woolhouse</i> (W_1)	2 ^e ajustement <i>Woolhouse</i> (W_2)	Ajustement <i>Sprague</i>
de 0 à 98 . .	19,075.310	.	.	19,075.310
de 7 à 13 inclt	3,258.994	2,258.411	.	2,261.100
de 14 à 84 . .	14,411.645	14,409.626	14,408.526	14,409.814
de 85 à 91 . .	36.116	35.785	.	37.930
de 92 à 98 . .	2,529	.	.	2,546
de 7 à 91 . .	16,706.755	16,703.822	.	16,708.744

Tableau II.
Nombre de vivants de sexe masculin au 1^{er} janvier 1901.

Âges	Non ajustés	Ajustés par la méthode de			Âges	Non ajustés	Ajustés par la méthode de		
		<i>Sprague</i>	<i>Woolhouse</i> 1 ^o ajusté	<i>Woolhouse</i> 2 ^o ajusté			<i>Sprague</i>	<i>Woolhouse</i> 1 ^o ajusté	<i>Woolhouse</i> 2 ^o ajusté
7	329.146	323.150	322.053		50	231.867	212.400	216.572	214.119
8	316.864	322.200	321.425		51	200.438	209.000	208.898	209.026
9	314.123	321.750	320.362		52	209.321	205.686	202.884	203.781
10	322.914	321.800	320.248		53	178.450	202.190	196.617	198.535
11	320.467	322.600	322.171		54	188.874	198.590	193.205	194.169
12	326.292	324.000	324.873		55	200.745	194.480	188.891	190.295
13	329.188	325.600	327.279		56	189.473	189.780	187.782	187.238
14	325.030	327.200	329.539	328.569	57	180.523	184.300	183.287	184.056
15	334.786	328.400	330.843	329.478	58	183.230	178.900	182.865	180.644
16	334.034	329.132	330.743	329.736	59	173.772	173.500	177.199	176.288
17	330.318	329.700	329.447	329.106	60	192.650	168.200	172.063	171.257
18	330.817	330.000	327.594	328.263	61	152.902	163.000	164.989	165.039
19	318.327	329.900	326.379	327.378	62	153.858	157.800	158.468	158.403
20	322.374	329.600	325.187	327.118	63	147.230	152.600	150.338	151.340
21	328.794	328.900	325.240	327.171	64	145.926	147.400	144.143	144.284
22	320.370	328.000	327.234	327.252	65	147.879	141.950	137.001	137.149
23	330.971	326.700	327.692	326.837	66	128.006	136.176	130.526	130.457
24	327.653	324.900	326.608	325.213	67	118.872	129.300	122.943	123.789
25	328.418	322.300	323.984	321.332	68	111.550	121.100	117.509	117.270
26	320.910	317.780	318.922	315.667	69	105.813	112.900	110.585	110.717
27	311.829	306.800	307.876	308.242	70	121.442	104.700	104.271	104.144
28	314.770	296.100	300.735	299.814	71	92.893	96.500	97.706	97.119
29	256.791	285.600	289.799	291.377	72	89.518	88.400	90.822	89.923
30	294.514	278.550	281.629	284.596	73	81.697	80.542	82.206	82.452
31	270.587	276.000	275.589	279.602	74	73.546	72.200	74.826	74.825
32	269.657	275.398	276.009	275.948	75	69.039	64.200	66.976	67.140
33	275.971	276.200	273.988	274.347	76	59.454	55.800	59.440	59.781
34	280.052	276.800	274.097	274.224	77	50.358	49.500	52.207	52.620
35	279.642	276.322	274.899	273.736	78	45.763	43.600	46.164	58.814
36	271.056	274.600	274.734	273.135	79	38.551	38.200	39.492	39.400
37	271.246	272.300	271.217	271.520	80	38.883	33.100	33.481	33.430
38	266.656	268.400	269.755	268.486	81	26.098	28.100	27.778	27.800
39	258.537	263.200	265.589	263.757	82	20.650	23.400	22.746	22.716
40	279.426	275.200	259.658	258.333	83	16.937	19.040	17.842	18.191
41	252.412	251.200	250.243	251.858	84	14.699	15.100	14.049	14.265
42	242.124	245.000	246.117	245.185	85	11.300	11.700	19.858	
43	227.317	239.800	237.761	238.939	86	8.484	8.800	8.212	
44	236.003	234.498	231.929	233.990	87	5.843	6.300	5.973	
45	229.905	229.750	227.562	229.798	88	3.994	4.300	4.397	
46	219.974	225.650	226.501	226.797	89	2.932	3.050	3.022	
47	219.562	222.100	224.276	224.249	90	2.242	2.250	2.011	
48	227.940	218.850	223.418	221.738	91	1.321	1.530	1.312	
49	222.656	215.650	220.008	218.239					

Comparaison entre les nombres de vivants ajustés par la méthode de *Sprague* et ceux fournis par

le 1 ^{er} ajustement <i>Woolhouse</i>	le 2 ^e ajustement <i>Woolhouse</i>
7 à 91 ans inclus	de 14 à 84 ans inclus
A 45 écarts positifs	A' 33 écarts positifs
40 écarts négatifs	38 écarts négatifs
64 permanences	57 permanences
20 variations	13 variations

Comparaison entre les nombres de vivants non ajustés et ceux fournis par le

1 ^{er} ajustement <i>Woolhouse</i>	2 ^e ajustement <i>Woolhouse</i>
7 à 91 ans inclus	14 à 84 ans inclus.
B 43 écarts positifs	B' 33 écarts positifs
42 écarts négatifs	38 écarts négatifs
43 permanences	38 permanences
41 variations	32 variations

Comparaison entre les nombres de vivants non ajustés et ceux provenant de l'ajustement *Sprague*

7 à 91 ans inclus
C 30 écarts positifs et 45 écarts négatifs
53 permanences et 31 variations.

Le deuxième (ou double) ajustement *Woolhouse* fournit dans le cas présent des résultats moins bons que le premier: il suffit pour s'en rendre compte de comparer les non ajustés avec les nombres résultant du premier, puis du deuxième ajustement *Woolhouse*, puis de faire la même opération en remplaçant les non ajustés par les nombres dérivant de la méthode de *Sprague*.

Dans (A) comme dans (B), on constate que le nombre des écarts positifs diffère moins proportionnellement du nombre des écarts négatifs que dans (A') et (B') (ajustement double de *Woolhouse*); dans les mêmes conditions, la comparaison des nombres de permanences et de variations conduit au même résultat.

Il est de plus intéressant de remarquer que, si l'on examine les tableaux partiels (A) et (C), l'avantage semble revenir aux nombres ajustés par la méthode de *Woolhouse* toujours en ce qui concerne la répartition des écarts d'une part et celle des permanences et des variations.

Toutefois, il est nécessaire d'évaluer la somme des écarts pris en valeur absolue et de comparer cette somme au nombre total des individus observés; c'est là un critérium très utile qui doit être considéré comme ayant autant d'importance que les précédents. L'avantage revient ici à la méthode de *Sprague*, car la somme des écarts pris en valeur absolue concernant les nombres de vivants de tous âges est de 247.000, alors qu'elle est de 421.500 environ pour l'ensemble des vivants non ajustés de 7 à 91 ans quand on compare les non ajustés et les ajustés obtenus au moyen du 1^{er} ajustement *Woolhouse*.

En tout cas, est-il possible d'affirmer quelque chose d'absolu dans les circonstances actuelles? On ne le peut guère, les nombres initiaux s'écartant fort probablement trop aux âges 0 et 5 des nombres réels et ce phénomène d'attraction observé à maintes reprises exerçant par là même son action aux âges voisins des âges ronds, ou des âges terminés par un 5.

Tout ce que l'on peut dire de formel ici, c'est que la méthode de *Woolhouse* appliquée une seule fois pour l'ajustement des nombres de vivants donne des résultats meilleurs que cette même méthode utilisée deux fois; la comparaison des nombres trouvés avec ceux fournis par la méthode de *Sprague* et considérés jusqu'alors comme les seuls acceptables vient à l'appui de notre assertion.

3. Nous sommes naturellement conduits maintenant à faire l'ajustement du nombre de décès et à voir si la même méthode de *Woolhouse* appliquée une seule fois donne des résultats suffisamment approchés. Au lieu de faire un ajustement double de *Woolhouse*, nous en avons fait un simple et appliqué aussi la méthode de *Higham*, de telle façon que nous aurons trois séries de nombres de décès ajustés (*Sprague*, *Woolhouse*, *Higham*).

Comme nous désirions employer pour l'ajustement des décès une formule qui fût exacte jusqu'aux différences quatrièmes, nous avons eu justement recours à celle de *Higham* qui jouit de cette propriété.¹⁾

Nous rappelons à ce sujet que cette formule dérive de la formule générale

$$S_{p, q, r, \dots, u_0} = M_{u_0} \left\{ (1 + \Delta)^{\frac{A-n}{2}} + \frac{B-n}{2 \cdot 3 \cdot 4} \left(\Delta^2 + \frac{A-n+2}{2} \Delta^3 \right) + \dots \right\}$$

dans laquelle

$$S_{p, q, r, u_0} = u_0 \frac{(1 + \Delta)^p - 1}{\Delta} \frac{(1 + \Delta)^q - 1}{\Delta} \frac{(1 + \Delta)^r - 1}{\Delta}$$

¹⁾ Voir On the Graduation of Mortality Tables „Journal of the Institute of Actuaries“, Vol. XXV.

$$M = p + q + r + \dots$$

$$A = p + q + r + \dots = \Sigma p$$

$$B = p^2 + q^2 + r^2 + \dots = \Sigma p^2$$

et où n désigne le nombre des sommations effectuées et où on néglige les différences d'ordre supérieur au troisième.

La formule de *Higham* qui donne pour u'_x ajusté l'expression suivante

$$u'_x = \frac{18u_x + 11(u_{x+1} + u_{x-1}) + 4(u_{x+2} + u_{x-2}) + 3(u_{x+3} + u_{x-3})}{42}$$

offre l'avantage de ne faire intervenir que les éléments de l'âge $x-3$ à l'âge $x+3$.

Les nombres ajustés de décès de sexe masculin aux âges (5, 8, 10, 15, 70, 75, 80) ainsi que les nombres bruts figurent dans le tableau III ci-dessous.

Tableau III.

A g e s	Nombres de décès de sexe masculin 1900			
	<i>Bruts</i>	<i>Sprague</i>	<i>Woolhouse</i>	<i>Higham</i>
5	2108	2170	.	2126
8	1294	1280	1080	1296
10	1033	1020	998	1031
15	1277	1300	1322	1286
20	2348	2470	2476	2458
25	2440	2555	2561	2492
30	2488	2380	2383	2355
35	2900	2850	2855	2874
40	3356	3145	3186	3244
45	3492	3410	3414	3368
50	4161	3990	3964	4036
55	4824	4620	4657	4668
60	6202	5760	5822	5851
65	6997	6950	6813	6890
70	8732	8160	8049	8196
75	8502	8035	8216	8241
80	6999	6366	.	6615

Il est nécessaire de signaler l'écart assez notable entre le nombre brut de décédés de l'âge 8 et le nombre ajusté par la méthode de *Woolhouse*: cet écart tient à ce que l'ajustement analytique en question fait intervenir pour le calcul du nombre ajusté les décès de 0 à 1 an qui sont en nombre infiniment considérable par rapports à ceux qui se sont produits aux autres âges apparaissant dans la formule d'ajustement. Or la genèse de la méthode de *Woolhouse* qui consiste à utiliser des paraboles passant par les points $x-7$, $x-2$, $x+3$... $x-3$, $x+2$, $x+7$ suppose implicitement que les nombres d'observations vont en croissant ou en décroissant d'une façon assez méthodique; rien de semblable ne se passe dans la période toute spéciale 0—1 an, au point de vue des décès, et par suite le chiffre fourni par cette méthode pour le nombre ajusté des décès à 8 ans doit s'écarter un peu de celui attendu par le calculateur.

4. Pour pouvoir comparer l'effet de ces divers ajustements, nous avons effectué le calcul des taux de mortalité aux âges figurant dans le tableau III pour les individus de sexe masculin en prenant comme expression du taux provisoire de mortalité

$$\frac{d_x}{v_x + \frac{1}{2}d_x + \frac{1}{25}c} \text{ et où } c = (d_{x+1} - d_{x-1}).$$

Les résultats sont consignés dans le tableau IV.

Chiffres de la colonne A. Taux obtenus au moyen des nombres de vivants et de décédés ajustés par la méthode de *Sprague*.

Chiffres de la colonne B. Taux obtenus au moyen des nombres de vivants et de décédés ajustés par la méthode de *Woolhouse*.

Chiffres de la colonne C. Taux obtenus au moyen des nombres de vivants ajustés par la méthode de *Woolhouse* et des nombres de décédés ajustés par la méthode de *Higham*.

Nous verrons plus loin à propos de l'étude de l'ajustement des taux de mortalité de la table Pm que, par la combinaison des observations des 6 années 1898.....1903, le taux de mortalité de 5 à 15 ans est obtenu avec une précision de $\frac{2}{10.000}$ au delà de 15 ans et jusqu'à

trente ans avec une erreur un peu supérieure à $\frac{2}{10.000}$, de 35 à 40 ans de $\frac{2.5}{10.000}$, à 45 ans de $\frac{3}{10.000}$, à 50 ans de $\frac{3 \text{ à } 4}{10.000}$, à 55 ans de $\frac{4 \text{ à } 5}{10.000}$, à 60 ans de $\frac{7}{10.000}$, à 65 ans de $\frac{8}{10.000}$, à 70 ans de $\frac{15}{10.000}$, à 75 ans de $\frac{20}{10.000}$, à 80 ans de $\frac{30}{10.000}$.

Tableau IV.

Âges	Quotients provisoires de mortalité (1900) obtenus par les méthodes		
	A	B	C
	chiffres exprimés en millièmes		
5	6.62	.	.
8	3.96	3.35	4.02
10	3.16	3.11	3.21
15	3.95	3.987	3.879
20	7.46	7.585	7.53
25	7.89	7.87	7.66
30	8.50	8.425	8.32
35	10.26	10.33	10.40
40	12.14	12.195	12.415
45	14.73	14.89	14.69
50	18.61	18.137	18.46
55	23.47	24.35	24.41
60	33.66	33.27	33.43
65	47.79	48.52	49.05
70	75.01	74.32	75.63
75	117.78	115.58	115.91
80	175.66	.	180.07

On calculerait d'ailleurs facilement l'erreur à craindre dans l'évaluation du taux de mortalité à un âge donné, taux résultant d'observations faites dans une année de la période étudiée. (1898—1903.)

L'examen de notre tableau montre nettement que les résultats déduits des méthodes analytiques peuvent parfaitement remplacer ceux résultant de la méthode de *Sprague* (sauf à l'âge 8 pour les taux provenant des chiffres — vivants et décédés — déduits d'un ajustement *Woolhouse*).

En définitive, on peut opérer un ajustement analytique *Woolhouse* pour la période 9 à 91 ans, tant pour les nombres de vivants que pour ceux des décédés, et en déduire les taux de mortalité ou bien n'utiliser que la méthode de *Higham* qui fournit les résultats de la période 3.95.

5. On peut reprocher à ces méthodes exclusivement analytiques de laisser en dehors de leur champ d'action un certain nombre d'années (par exemple pour la méthode de *Woolhouse* on ne peut calculer les

taux des années 0 à 7 et 92 à 98) (pour la méthode de *Higham*, 0 à 3. 95 à 98). Il est vrai que l'on pourra toujours dessiner les portions de courbe correspondant à la période 1—8 — car il y a intérêt à étudier d'une façon spéciale la période 0—1 an — l'ajustement graphique dans cette région étant simple à effectuer; une observation de même nature peut être faite à propos de l'autre région extrême correspondant aux âges 91—98 (en supposant toujours que seul l'ajustement *Woolhouse* ait été employé).

Si on a effectué l'ajustement par la méthode de *Higham*, on pourra opérer graphiquement en se guidant sur les nombres ajustés aux âges 3, 4, 5... , on aura ainsi l'allure de la courbe et on pourra modifier d'une façon méthodique les nombres bruts correspondant aux âges 1, 2...

On peut encore, tout en restant toujours dans les méthodes analytiques proprement dites, représenter les courbes de vivants et de décès de ces deux régions extrêmes par des courbes du 3^e degré dont on calculera les coefficients par une méthode quelconque.

Vu les régions étudiées, les équations représentatives soit des v_x , soit des d_x devront fournir avec une approximation suffisante les v et les d aux âges $x+1$, $x+2$, c'est-à-dire 8 et 9 et pour les âges extrêmes de la vie humaine à 90, 89 et 88 ans, si l'ajustement de la période 7—91 a été celui de *Woolhouse*.

6. Observation relative à la formule de *Higham*.

Nous avons dit plus haut que la formule de *Higham* utilisée était exacte jusqu'aux différences quatrièmes. On peut se demander quelles seraient les valeurs des coefficients α , β , γ , δ si l'on voulait que u_x ajusté, ou u'_x fût de la forme (1)

$$u'_x = \alpha u_x + \beta (u_{x+1} + u_{x-1}) + \gamma (u_{x+2} + u_{x-2}) + \delta (u_{x+3} + u_{x-3})$$

et que la courbe d'ajustement à employer fût de troisième degré et enfin que (2)

$$\sqrt{\alpha^2 + 2\beta^2 + 2\gamma^2 + 2\delta^2} = \text{quantité minima } \varphi_0^1).$$

L'apparition de la quantité minima φ_0 s'explique facilement, car, si l'on désigne par ξ_2 l'erreur moyenne sur u'_x et par ε_{x+i} l'erreur moyenne sur u_{x+i} , on a en vertu d'un théorème connu

$$\xi_x = \sqrt{\alpha^2 \varepsilon_x^2 + \beta^2 (\varepsilon_{x+1}^2 + \varepsilon_{x-1}^2) + \gamma^2 (\varepsilon_{x+2}^2 + \varepsilon_{x-2}^2) + \delta^2 (\varepsilon_{x+3}^2 + \varepsilon_{x-3}^2)}.$$

¹⁾ Voir „Ausgleichung mittels der Theorie des Minimums“ von C. Landré.

et en admettant que dans le champ d'observations $x+3$, $x-3$, toutes les ε_{x+1} puissent être remplacées par ε_x correspondant à l'âge x , on a

$$\xi_x = \varepsilon_x \sqrt{x^2 + 2(\beta^2 + \gamma^2 + \delta^2)}$$

par suite ξ_x sera minima quand φ_0 le sera pour une même valeur de ε_x .

Si u_x est du 3^o degré, on a

$$(3) \quad f(x+h) = f(x) + \frac{h}{1} f'(x) + \frac{h^2}{2!} f''(x) + \frac{h^3}{3!} f'''(x)$$

et par suite

$$(4) \quad \alpha u_x + \beta (u_{x+1} + u_{x-1}) + \gamma (u_{x+2} + u_{x-2}) + \delta (u_{x+3} + u_{x-3}) = \\ = \alpha f(x) + \beta [2f(x) + f'(x)] + \gamma [2f(x) + 4f''(x)] + \delta [2f(x) + 9f''(x)]$$

$$(5) \quad u'_x = f(x) [\alpha + 2(\beta + \gamma + \delta)] + f'(x) [\beta + 4\gamma + 9\delta]$$

Il faut donc que l'on ait

$$(6) \quad \alpha = 2(\beta + \gamma + \delta) = 1 = \varphi_1$$

$$(7) \quad \beta + 4\gamma + 9\delta = 0 = \varphi_2$$

Ces conditions étant réalisées, il faut rendre minima l'expression φ_0 ou encore l'expression

$$\varphi_0 + \lambda \varphi_1 + \mu \varphi_2$$

On est donc ramené à résoudre le système des équations (6), (7), (8), (9), (10) et (11)

$$(8) \quad \frac{\alpha}{P} - \lambda = 0$$

$$(9) \quad \frac{2\beta}{P} - 2\lambda + \mu = 0$$

$$(10) \quad \frac{2\gamma}{P} - 2\lambda + 4\mu = 0 \quad \text{ou } P = \sqrt{x^2 + 2(\beta^2 + \gamma^2 + \delta^2)}$$

$$(11) \quad \frac{2\delta}{P} - 2\lambda + 9\mu = 0$$

qui permettent de calculer α , β , γ , δ , λ et μ .

On trouve en résolvant

$$\lambda = \frac{1}{\sqrt{3}}, \mu = \frac{2}{7\sqrt{3}}, \alpha = \frac{1}{3}, \beta = \frac{2}{7}, \gamma = \frac{1}{7}, \delta = \frac{-2}{21}$$

et enfin

$$z_0 = P = \frac{1}{\sqrt{3}} = 0.577$$

La valeur de u_x ajustée, résultant de l'emploi d'un polynôme du 3^o degré et telle que l'erreur moyenne ξ_x soit minima. est représentée par l'expression suivante

$$(12) \quad u'_x = \frac{14u_x + 12(u_{x+1} + u_{x-1}) + 6(u_{x+2} + u_{x-2}) - 4(u_{x+3} + u_{x-3})}{42}$$

l'erreur moyenne ξ_x est égale à $0.577 \varepsilon_x$.

La formule adoptée primitivement pour l'ajustement des nombres de décès était la suivante

$$(13) \quad u''_x = \frac{18u_x + 11(u_{x+1} + u_{x-1}) + 4(u_{x+2} + u_{x-2}) - 3(u_{x+3} + u_{x-3})}{42}$$

L'erreur moyenne ξ_x sur le nombre ajusté u''_x était égale

$$\frac{\varepsilon_x}{42} \sqrt{616} = 0.59 \varepsilon_x$$

c'est-à-dire légèrement supérieure à celle que fournit l'emploi de la formule (12). Il en résulte que l'on doit donner la préférence à cette dernière formule (12) pour l'ajustement, formule que je crois nouvelle.

Rappelons à ce sujet que *M. C. Landré* a étudié tout spécialement pour l'obtention de la valeur ajustée à l'âge x une combinaison où interviennent tous les éléments de l'âge $x-9$ à l'âge $x+9$ et en s'arrangeant de façon que la courbe utilisée soit du troisième degré. Il a trouvé pour la valeur ajustée

$$u'_x = \frac{1}{2261} \left\{ \begin{array}{l} 269u_x + 264(u_{x+1} + u_{x-1}) + 249(u_{x+2} + u_{x-2}) + \\ \quad + 224(u_{x+3} + u_{x-3}) + 189(u_{x+4} + u_{x-4}) + \\ \quad + 144(u_{x+5} + u_{x-5}) + 89(u_{x+6} + u_{x-6}) + \\ \quad + 24(u_{x+7} + u_{x-7}) - 51(u_{x-8} + u_{x-8}) - \\ \quad - 136(u_{x+9} + u_{x-9}) \end{array} \right\}$$

à laquelle correspond la caractéristique

$$\sqrt{x^2 + 2(\beta^2 + \gamma^2 + \delta^2 + \dots + \lambda^2)} = 0.345$$

Conclusion. — Nous avons vu plus haut quels résultats on pouvait attendre de l'application des méthodes de *Woolhouse* pour l'ajustement des nombres de vivants et de décédés, et quel usage on pouvait faire de la méthode de *Higham*. Nous avons été conduits à rechercher une fonction du 3^e degré jouissant de la propriété de donner une valeur ajustée meilleure que celle fournie par la formule de *Higham* dans laquelle on n'utilise que les observations de $x-3$ à $x+3$ et l'on s'arrête aux différences quatrièmes.

Au lieu d'utiliser la méthode de *Woolhouse* une ou deux fois, tant pour l'ajustement des nombres des vivants, que pour celui des décédés, il me semblerait plus logique d'employer pour l'ajustement de ces 2 séries de nombres la formule (12) donnée ci-dessus. On aurait ainsi les chiffres nécessaires pour les calculs des taux bruts de l'âge 4 à l'âge 94 inclus; pour les autres âges, on se servirait pour la détermination des éléments v_x et d_x soit d'une méthode analytique, soit d'une méthode graphique comme nous l'avons déjà dit.

Rappelons en terminant que cette étude est une résultante de celle de l'établissement de tables de mortalité de population, et que les méthodes préconisées n'ont point du tout lieu d'être appliquées lorsque'on veut rechercher les taux de mortalité de têtes choisies, c'est-à-dire appartenant à un ensemble homogène pour lequel on a des renseignements très précis, tant au point de vue de l'entrée que de la sortie des têtes. La nécessité d'un ajustement analytique ou graphique des nombres de vivants et de décédés a été mis en évidence en maintes circonstances par des statisticiens.

On peut s'en rendre compte en étudiant les méthodes employées en des circonstances analogues par un certain nombre de services statistiques. Il est bon d'ajouter que pour tous les pays, où les statistiques de l'état civil sont établies au centre à l'aide de bulletins spéciaux, il n'y a pas lieu de faire un ajustement des nombres de décédés; seul l'ajustement des nombres de vivants fournis par le recensement de la population est nécessaire si l'on veut utiliser les indications du dénombrement en même temps que celles résultant du dépouillement des statistiques de l'état civil pour établir une table de mortalité de population.

b) Détermination des taux bruts de mortalité.

1. (1) Dans le cas où les nombres de vivants fournis par le recensement au 1^{er} janvier de l'année 19.. ou calculés au 1^{er} janvier

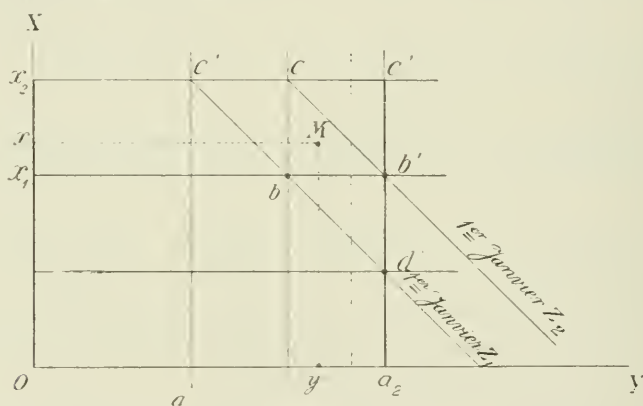
(si le recensement a eu lieu à une époque autre que le 1^{er} janvier de l'année en question), puis ajustés,

2. où les décès sont classés à la fois suivant l'année d'âge et l'année de naissance.

2. Les vivants sont distribués comme précédemment, mais les décédés ne sont classés que par années d'âge.

b 1. En supposant les conditions (1) réalisées, on peut, en ayant recours aux représentations graphiques dont se sont servis *Knapp* et *Lexis*¹⁾, et tout particulièrement à la représentation planimétrique, calculer les taux bruts de mortalité. En effet, si l'on désigne avec *Lexis* par x l'âge d'un individu, par y l'époque de sa naissance, et par z l'époque à laquelle il a l'âge x , on a : $x = y + z$.

En choisissant l'année comme unité de temps, on peut faire correspondre à l'ensemble des nombres x, y des points du plan, après avoir eu soin de prendre 2 axes rectangulaires ou obliques (oy axe des temps, ox axe des âges).



Si un individu meurt à l'âge x et s'il est né à l'époque y , le point M défini sur la figure par les coordonnées (x, y) représente un point mortuaire et nous désignerons la droite ymM une ligne de vie. On voit donc que le rapport du nombre des points (x, y) contenus dans le carré $bcc'b'$ (si les 2 échelles adoptées pour les abscisses et les ordonnées sont les mêmes) au nombre des points d'intersection des lignes de vie avec la droite $x = x_1$ représente la probabilité pour qu'un individu de la génération considérée meure à un âge compris entre x_1 et x_2

$$x_2 = x_1 + 1$$

¹⁾ *Lexis*, Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik (1874). Abhandlungen zur Theorie der Bevölkerungsstatistik 1903. Annales de démographie internationale. — Consulter également (von *Borkiewicz*) Anwendungen der Wahrscheinlichkeitsrechnung auf Statistik, dans l'Encyclopédie mathématique.

Désignons comme l'a fait *Lexis* par

premier ensemble de morts $M_1(x_1, a_1)$, le nombre des points mortuaires contenus dans $b c c' b'$.

premier ensemble de vivants $V_1(x_1, a_1)$, le nombre des points d'intersection avec la droite $x = x_1$ des lignes de vie correspondant aux individus de la génération a_1, a_2 . Comme le nombre $V_1(x_1, a_1)$ ne peut être fourni par la statistique, il faut avoir recours au :

deuxième ensemble de vivants $V_2(a_1, z_1)$ qui peut être donné par les procédés statistiques, car il n'est autre que l'ensemble des individus, nés dans la période a_1, a_2 et en vie à l'époque Z_1 (1^{er} Janvier de l'année Z_1). Le nombre des points mortuaires contenus dans le parallélogramme $c b b' d'$ est celui des individus appartenant à la génération a_1, a_2 qui sont morts dans l'intervalle Z_1, Z_2 (c'est-à-dire entre le 1^{er} janvier de l'année Z_1 et le 1^{er} Janvier de l'année Z_2); nous le dénommerons :

second ensemble de morts $M_2(a_1, z_1)$.

Quant au nombre des individus qui meurent à un âge compris entre x_1 et x_2 et dans l'intervalle 1^{er} Janvier Z_1 et 1^{er} Janvier Z_2 , il est représenté par l'ensemble des points mortuaires compris dans le parallélogramme $c'' c b b'$ et nous l'appellerons :

troisième ensemble de morts $M_3(x_1, x_1)$.

Enfin désignons toujours conformément aux notations adoptées dans la statistique de la mortalité par :

$$E_1(x_1, a_1, z_1)$$

nombre de points mortuaires compris dans le triangle $c c' b'$ ou nombre d'individus appartenant à la génération a_1, a_2 morts à un âge compris entre x_1 et x_2 et à une époque comprise entre le 1^{er} Janvier Z_2 et le premier Janvier Z_3 [E_1 (1^{er} ensemble élémentaire de morts)] et par :

$$E_2(x_1, a_1, z_1)$$

nombre de points mortuaires compris dans le triangle $c b b'$ (ou nombre d'individus appartenant à la génération a_1, a_2 morts à un âge compris entre x_1 et x_2 et dans l'intervalle Z_1, Z_2).

On voit à l'aide de la figure que le taux de mortalité n'est autre chose que :

$$\frac{M_1(x_1, a_1)}{V_2(x_1, a_1)}$$

or

$$E_1(x_1, a_1, z_1) + E_2(x_1, a_1, z_1) = M_1(x_1, a_1)$$

$$V_2(a_1, z_2) = V_1(x_1, a_1) - E_2(x_1, a_1, z_1)$$

d'où l'on déduit

$$q = \frac{E_1 + E_2}{V_2(a_1, z_2) + E_2(x_1, a_1, z_1)}$$

Or la statistique fournit E_1 , E_2 et V_2 ; il est donc possible de calculer les taux bruts.

Pour des raisons que nous avons signalées plus haut, on substitue à E_1 , E_2 et V_2 les nombres ajustés E'_1 , E'_2 et V'_2 .

(b₂) Si l'on ne possède pas la répartition des décédés suivant l'année d'âge et l'année de naissance, mais seulement suivant l'année d'âge, on peut donner du taux brut de mortalité la valeur approchée

$$q = \frac{M_2(x_1, z_1)}{V_2(a_1, z_1) + \frac{1}{2} M_2(x_1, z_1)}$$

en supposant que deux ensembles élémentaires relatifs aux mêmes âges et à des périodes de temps adjacentes contiennent le même nombre de points. c'est-à-dire que les triangles $c''cb_x$, — cbb' — $cc'b'$ contiennent le même nombre de points mortuaires.

Dans l'établissement du taux brut de mortalité à chaque âge, *Mr. March*, dans la préparation de la table de mortalité de la population française, a tenu compte de la variation de la mortalité dans le cours d'une année en supposant la loi de variation linéaire et en suivant la méthode géométrique préconisée de *Mr. Caudehier* (voir *Journal de la société de statistique de Paris* No. de mai 1903).

Dans ces conditions, le taux brut de mortalité à l'âge x était pris égal à

$$\frac{d_x}{v_x + \frac{1}{2} d_x + \frac{1}{25} (d_{x+1} - d_{x-1})};$$

la correction $\frac{1}{25} (d_{x+1} - d_{x-1})$ n'a réellement d'influence qu'aux âges extrêmes. Or le recensement ayant eu lieu dans l'année Z (1^{er} janvier par exemple) et le recensement précédent à l'époque $Z - \lambda$, il est intéressant de déterminer les taux de mortalité au même âge x , aux époques $Z - \lambda$, $Z - \lambda + 1$. . . Z , ou encore à des époques équidistantes de l'époque Z ($Z - \lambda'$, $Z - \lambda' + 1$. . . Z , . . . $Z + \lambda' - 1$, $Z + \lambda'$).

Dans ce dernier cas, on peut combiner les $(2\lambda' + 1)$ taux correspondant à l'âge x , obtenus par ce procédé, de manière à avoir le taux afférent à la période envisagée pour tous les âges; c'est ce procédé qui a été suivi pour la construction de la table P_m de la population française (1898—1903).

Dans le premier cas, on a le taux à l'âge 20, par exemple, pour des individus nés en l'année y et le taux à l'âge 20 pour les individus nés en l'année $(y-10)$ et de même pour tous les âges, si on admet que les recensements sont faits à 10 ans d'intervalle.

Si on a eu soin d'établir une table analogue à tous les recensements décennaux, on a alors une table afférente à chacune des générations.

Mr. Van-Pesch, professeur à l'université d'Amsterdam, à qui est due la table de mortalité de la Hollande pour la période 1881—1890 a employé ce procédé et a montré l'importance considérable de semblables études au point de vue statistique.

Dans le premier cas, il faut déterminer le nombre des vivants de chaque âge au 1^{er} janvier des années $Z-\lambda, \dots, Z-1$; dans le second, le nombre des vivants au 1^{er} janvier des années $Z-\lambda', \dots, Z-1, Z+1, \dots, Z+\lambda''$.

Pour trouver le nombre des individus âgés de x à $x+1$ le 1^{er} janvier de l'année $Z+1$, c'est-à-dire nés en l'année $Z-x$, il faut retrancher le nombre des individus de la même génération décédés en l'année Z du nombre des individus âgés de $x-1$ à x , le 1^{er} janvier de l'année Z . Si la statistique fournit ce nombre (nombre de points mortuaires contenus dans un parallélogramme analogue à $cbb'd'$) si l'on envisage la génération a_1 (voir figure de la page 27), le nombre demandé est calculable immédiatement. Si non, on remplace ce nombre de points mortuaires par la moitié de l'ensemble des décès survenus dans l'année Z entre les âges $(x-1, x)$ et $(x, x+1)$.

Pour trouver le nombre des vivants âgés de $x-1$ à x , de la génération a_1 , le 1^{er} janvier de l'année $Z-1$, on ajoutera au nombre des vivants âgés de x à $x+1$ le 1^{er} janvier de l'année Z le nombre des décès survenus au cours de l'année $Z-1$ dans la génération en question; on prendra pour ce nombre, soit celui des points mortuaires contenus dans un certain parallélogramme $c'b'b'd$, soit la demi-somme des décès survenus dans l'année $Z-1$ à x et $x+1$, suivant que la statistique des décès fournira le classement des décédés par année d'âge et année de naissance ou par année d'âge seulement.

c) *Influence de l'Emigration.* — Nous avons dit précédemment que si les décédés étaient classés à la fois suivant l'année d'âge et aussi suivant l'année de naissance, le taux brut de mortalité aux différents âges et au 1^{er} janvier de l'année Z (date du recensement) est calculable exactement.

S'il ne se produit point de mouvements migratoires entre les deux recensements, on obtient la population au deuxième recensement, en ajoutant à la population fournie par les opérations du 1^{er} dénombrement l'excédent des naissances sur les décès durant la période de temps

qui s'est écoulée entre les deux recensements. Or si le calcul précédent ne conduit pas à un nombre égal à celui fixé par le deuxième recensement, c'est qu'il y a eu dans la période envisagée des mouvements migratoires. Or on a constaté que le calcul et l'observation donnent pour la mesure de ces mouvements migratoires des chiffres différents. Cela tient à ce que de semblables mouvements ne donnent pas lieu à des inscriptions administratives régulièrement effectuées. Il serait en effet intéressant de classer les individus immigrants et émigrants suivant l'année de naissance.

En tout cas, après avoir adopté pour l'excédent des émigrations sur les immigrants le chiffre E fourni par l'observation, ou un chiffre E' qui se déduit d'autres données statistiques et qui soit plus vraisemblable que le 1^{er}, on le répartit régulièrement sur chacune des années de la période $Z-4$, $Z-3$, $Z-2$, $Z-1$, Z en admettant que la distribution de $\frac{E}{5}$ d'après l'âge et le sexe soit celle fixée par le recensement même (si l'intervalle adopté entre deux recensements est de 5 ans).

Pour les pays où E est faible, comme cela se produit en France, on a trouvé que le taux de mortalité est affecté d'une erreur de moins de $\frac{1}{3000}$ de sa valeur, du fait de la suppression des quantités e_x , e_{x+1} . . . dont l'ensemble constitue $\frac{E}{5}$.

En admettant que les dates d'émigration s'échelonnent régulièrement au cours d'une année, Böckh a montré que les décès survenus parmi les émigrés ne représentent que le $\frac{1}{3}$ des décès qu'aurait produits le même nombre d'individus soumis au risque toute l'année.

Mr. Caudehier, dans le Journal de la Sté de Statistique de Paris, a de son côté donné une démonstration géométrique du résultat de Böckh (voir No. de juin 1903).

Au nombre V_x de vivants à l'âge x au 1^{er} Janvier de l'année $Z-1$ calculé en partant de V_x à l'âge x au 1^{er} Janvier de l'année Z , comme on l'a fait primitivement, il faut donc retrancher le tiers du nombre des émigrés d'âge x si l'on veut corriger l'influence de l'émigration. Cette correction amène une très faible variation dans la valeur du taux, et on peut négliger de la faire, attendu qu'on est toujours amené à faire un ajustement des taux bruts (soit graphique, soit analytique).

d) *Mortalité infantile*. — Comme il est très important d'être fixé d'une façon précise sur la mortalité des enfants des deux sexes, il est nécessaire, puisque la mortalité infantile est très élevée pendant le 1^{er} mois de l'existence, et qu'elle décroît d'après une loi peu simple dans les 11 mois qui suivent, de connaître 1° le classement des décès par mois d'âge et par mois de calendrier, pour les enfants de $+$ d'un

mois, par jour d'âge et par jour de calendrier, pour les enfants de moins de 1 mois; 2^o le nombre au 1^{er} Janvier de l'année Z des enfants nés au cours des 11 premiers mois de l'année (Z-1) et aussi celui des enfants nés au cours de chacun des jours du 12^e mois de cette même année. Dans ces conditions, on pourrait appliquer la méthode de représentation planimétrique de Lexis et calculer rigoureusement les taux de mortalité correspondant aux enfants venant au monde et devant atteindre n jours, aux enfants ayant n jours devant atteindre n + n' jours

(0-4, 5-9, 10-14, 15-30 jours, 1 mois -11 mois).

Si l'on ne possède point des classements analogues à ceux qui viennent d'être signalés, c'est-à-dire si l'on a à sa disposition simplement le classement des enfants de 0-4 jour, 5-9, 10-14 jours, 15-30, 11 mois au 1^{er} janvier de l'année Z, et celui des décédés des deux sexes appartenant aux mêmes coupures d'âges, on peut alors suivre la méthode préconisée dans les tomes XXIX et XXX du mouvement de la population en France; enfin il faut faire une correction spéciale si l'on veut avoir le nombre de têtes soumises au risque pendant la seconde année de vie, car le taux brut de mortalité dans ce cas ne peut pas être pris égal à

$$\frac{d_x}{v_x + \frac{1}{2} d_x + \frac{1}{25} c}$$

De même qu'on a calculé les taux de mortalité aux âges n, n + 1, correspondant à chacune des années 1899-1900, 1901 1902, 1903 de la période Z-2, Z+2, (Z-x, Z+x) ou (Z, Z+x), on peut faire quelque chose d'analogue pour la mortalité infantile dans la période envisagée.

3^e Chapitre; Ajustement des taux de mortalité.

Nous avons constaté tout d'abord que, pour calculer les taux bruts, il avait fallu 1^o rectifier les chiffres bruts de vivants et de décédés, 2^o faire certaines hypothèses sur la constitution de la population émigrante et immigrante et enfin sur le nombre représentant l'excédent des émigrants sur les immigrants. Cette simple observation montre qu'il y a lieu de se servir d'une certaine façon des diverses valeurs calculées du taux à un même âge, si l'on veut avoir le taux le plus probable α_x , correspondant à une certaine période. Ce cas s'est justement présenté dans l'établissement de la table P_m, population française.

Or, étant donnée l'amplitude des écarts dans des observations fournies par un recensement, on pourrait se demander si ces dites observations peuvent être soumises aux lois du calcul des probabilités

et si la théorie des erreurs qui a, comme on le sait, pour base la loi de *Bernouilli* est applicable. A priori, l'on peut déjà dire que les observations et le calcul semblent devoir dépasser dans certaines régions les limites assignées par la théorie. Toutefois ces réserves étant faites, il nous a paru intéressant d'appliquer au problème qui nous préoccupe maintenant le calcul des probabilités.

Or on sait que la probabilité P , pour que le taux de mortalité ait une valeur comprise entre $\frac{a}{s} - 1$ et $\frac{a}{s} + 1$, est définie par

$$P = \Theta(\gamma) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^{\gamma} e^{-x^2} dx \text{ dans laquelle } \gamma = 1 \sqrt{\frac{s^3}{2a(s-a)}}.$$

Comme $\frac{a}{s} = q$, et $\frac{s-a}{s} = p$, il en résulte que γ peut se mettre sous la forme

$$\gamma = 1 \sqrt{\frac{s}{2pq}}.$$

La quantité $1 \sqrt{\frac{s_x}{2p_x q_x}}$ n'est autre chose que le module de précision qui caractérise l'expression du taux de mortalité.

Or dans l'établissement de la table de mortalité P_m de la population française basée sur les résultats du recensement du 24 mars 1901 et les documents de l'état civil, on a opéré sur l'ensemble des années 1898 à 1903. Mr *March* a montré qu'il y avait avantage à prendre $\frac{\varepsilon_x^{(1)} + \varepsilon_x^{(2)} + \dots + \varepsilon_x^{(6)}}{6}$, les taux avec les indices correspondant aux années successives 1898—1903.

Si l'on désigne par ξ_x , l'erreur quadratique relative à a_x , et par $\varepsilon_x^{(1)}, \varepsilon_x^{(2)}, \dots, \varepsilon_x^{(6)}$, les erreurs quadratiques relatives à chacun des taux évalués, on a

$$\xi_x = \frac{1}{6} \sqrt{\sum_{i=1}^6 [\varepsilon^{(i)}]^2}.$$

Or on peut admettre que les quantités $\varepsilon_x^{(i)}$ diffèrent peu l'une de l'autre pour un même âge de telle façon que l'on peut choisir celle relative à l'année moyenne (1900) de la période en question.

Il en résulte pour ξ_x la valeur

$$\xi_x = \frac{1}{\sqrt{6}} (\varepsilon_{1900, x})$$

et pour H_x , module de précision du taux moyen, la valeur

$$H_x = \frac{1}{\frac{1}{h_x} \sqrt{2}} \text{ d'où } H_x = h_x \sqrt{2}$$

le h_x correspondant aux observations de l'année 1900.

Nous avons évalué la quantité $\left[\frac{1}{6} \right] \sqrt{\frac{s_x}{2 p_x q_x}}$ aux âges 5, 10, 15 jusqu'à 95 ans (observations concernant le sexe masculin, année 1900); nous avons ensuite appliqué la formule $P = \Theta(\gamma) = \Theta\left[\left[\frac{1}{6} \right] \sqrt{\frac{s_x}{2 p_x q_x}}\right]$, l prenant les valeurs 1, 2, 3, 4, 5, 10, 20, 30, 40, 50, 100, 200, 300, 400, 500 dixmillièmes.

On voit ainsi qu'aux âges 5, 10, 15, le taux de mortalité moyen est évalué avec une erreur de $\frac{2}{10.000}$, car il y a plus de 999 chances sur 1000 pour que le taux soit compris entre sa valeur exacte et cette même valeur $\pm \frac{2}{10.000}$. On peut affirmer de même que l'erreur commise sur le taux moyen à 30 ans est très peu supérieure à $\frac{2}{10.000}$, car il y a 995 chances sur 1000 pour qu'il soit compris entre x_{30} exact et x_{30} exact $\pm \frac{2}{10.000}$. Si l'on avait pris $l = 3$ pour le même taux et si l'on avait évalué P , on aurait trouvé un nombre supérieur à 0.999. Une observation de même nature s'applique aux taux correspondant aux âges 35 et 40 et on peut dire que pour ces taux, l'erreur ne dépasse pas $\frac{2.5}{10.000}$. A l'âge 45, il faut compter dans l'évaluation du taux moyen sur une erreur comprise entre 3 et 4 dixmillièmes, mais en réalité peu supérieure à $\frac{3}{10.000}$.

L'examen d'un tableau fait à propos de l'ajustement de la table de mortalité de la population française ¹⁾ montre que l'on doit compter:

aux âges	sur une erreur comprise entre
50.....	3 et 4 millièmes
55.....	4 " 5 "
60.....	5 " 10 " (très voisine de 7)
65.....	5 " 10 " (" " " 8)
70.....	10 " 20 " (" " " 15)
75.....	très voisine de 20 dixmillièmes
80.....	" " " 30 "
85.....	" " " 50 "
90.....	entre 100 et 200 dixmillièmes (très voisine de 150)
95.....	" 400 " 500 "

¹⁾ Voir ma Communication à l'institut des actuaires français (décembre 1903).

On voit donc qu'aux âges extrêmes, la précision dans l'évaluation du taux de mortalité diminue de plus en plus. Cela tient à ce que le nombre des têtes observées devient de plus en plus faible à mesure que l'âge augmente. Les moyens préconisés pour remédier à ce manque de précision sont au nombre de deux : l'ajustement graphique ou méthode des canaux et l'ajustement analytique.

Nous nous bornerons à quelques indications rapides sur ce dernier. Si l'on examine une courbe de taux de mortalité et en particulier celle de la population de la France (table de 1931), on peut se rendre compte de l'allure relativement simple de la courbe. En représentant, dans la région 70—95, la courbe des taux de mortalité par une fonction du 4^e degré ou d'un degré plus élevé, 5^e ou 6^e au maximum, on pourra faire un ajustement analytique. On cherchera les coefficients de cette formule en se servant de la méthode de *Canchy*, perfectionnée par *Mr. Carvalho*.

On aura soin d'utiliser toutes les expériences, c'est-à-dire tous les taux $\tau_{70}, \tau_{71}, \dots, \tau_{95}$ (il a été d'ailleurs fait déjà usage d'un polynôme pour représenter la courbe des taux de mortalité dans une certaine région; en effet, les actuaires chargés de l'ajustement de la table A F ont remplacé la courbe des taux bruts de 0 à 25 ans par une courbe du 6^e degré).

Comme la mortalité varie extrêmement vite dans la période 0—1 an, il serait, il me semble, plus rationnel d'avoir tout d'abord une courbe représentative soit du nombre des vivants, soit du taux de mortalité dans cette période, puis une courbe du taux dans l'intervalle 1—29, figurée par un polynôme du 6^e degré.

Rappelons à ce propos que, pour ajuster les taux de mortalité, les actuaires assimilent la courbe des taux de mortalité entre les âges $x-2$ et $x+2$ à une courbe du 3^e degré et que le taux ajusté τ_x à l'âge x s'exprime au moyen des quantités $\tau_{x-2}, \tau_{x-1}, \tau_{x+1}, \tau_{x+2}$ pour la formule

$$(1) \quad \tau'_x = \frac{4(\tau_{x+1} + \tau_{x-1}) - (\tau_{x+2} + \tau_{x-2})}{6}.$$

L'emploi d'une courbe du 5^e degré fournit la relation de récurrence suivante

$$\tau_{x-3} - 6\tau_{x-2} + 15\tau_{x-1} - 20\tau_x + 15\tau_{x+1} - 6\tau_{x+2} + \tau_{x+3} = 0$$

d'où l'on déduit la valeur de τ_x .

$$(2) \quad \tau_x = \frac{15(\tau_{x+1} + \tau_{x-1}) - 6(\tau_{x+2} + \tau_{x-2}) + (\tau_{x+3} + \tau_{x-3})}{20}.$$

Cette formule beaucoup plus complexe que la précédente ne fournit pas de résultats sensiblement meilleurs. On peut dire que même dans les régions, où il se produit des changements de courbure, le remplacement dans les intervalles $x-2$, $x+2$; $x+2$, $x+4$;... de la courbe vraie par des courbes du 3^e degré donne une approximation suffisante.

C'est ce que constate *Mr. Van Pesch* dans l'ajustement des courbes du taux de mortalité résultant de l'expérience des années 1860—1870 pour la population des Pays-Bas. Nous citerons en dernier lieu la méthode d'ajustement dite par les droites, due à *Woolhouse*, pour laquelle tout se passe comme si le nombre des observations à chaque âge était multiplié par 3.78 et où le rapport d'utilisation est de 0.42. *Woolhouse* avait trouvé 4.26 alors que le calcul des probabilités fournit le nombre 3.78; l'écart en question doit tenir exclusivement à ce que les chiffres fournis par certaines tables utilisées par *Woolhouse* n'avaient pas subi la même sélection que ceux provenant d'autres tables.

XII. — D.

The Collection of National Statistics for the purpose of ascertaining the general rate of mortality.

By **James Buchanan**, Edinburgh.

I The Most Suitable Interval Between Censuses.

At the International Congress of Statisticians held in St. Petersburg in 1872, it was recommended that the interval between successive enumerations of population should not exceed ten years, and this recommendation has at the present time received practically unanimous acceptance, though probably only considerations of expense have deterred some countries from making enumerations more frequently. The ten year interval has been adopted in most European countries, in the United States and in most of the colonies of the British Empire. France, however, has made a quinquennial census since 1821, and Germany since 1866, before which year enumerations were made in many of the States triennially. Up till 1860, Sweden made a census every five years; while, of British Colonies, New Zealand and Queensland have adopted the five year interval, and Western Australia has framed its Census Act so as to admit of a quinquennial enumeration.

In Great Britain the census has been decennial since its commencement in 1801, and in Ireland since 1811; but, before any preparations for the census can be made, the Registrar General must wait for the Act of Parliament authorising the census, as no authority has ever been given by Parliament for taking a census periodically. and between 1861 and 1901 a separate Act was passed for each of the three divisions of the Kingdom. In recent years, many attempts have been made to secure the adoption of the five year interval. The

most important step was taken in 1890, when, as the result of a deputation which in 1888 waited on the Chancellor of the Exchequer and the President of the Local Government Board to urge the necessity of improved census returns for the United Kingdom, a Committee was appointed "to inquire into the system under which the census has hitherto been conducted, and to report whether it is expedient that any change should be made in the mode in which the census is taken or in the subjects enumerated, and what estimated changes in the staff would be necessary, and what additional charge incurred by taking the census at more frequent intervals, or by any other changes which the Committee may recommend".

The Committee, under the chairmanship of Mr. *Leonard* (now Lord *Courtney*), sat for ten days for the purpose of taking evidence, and among the witnesses examined were the Superintendent of Statistics of the General Register Office, London, and the Registrars General for Scotland and Ireland. In addition, evidence was also taken from Sir *Robert Giffen*, representing the Board of Trade, from Dr. *G. B. Longstaff*, Sir *Shirley Murphy* and other representatives of the Society of Medical Officers of Health; while Professors *Marshall* and *J. E. C. Munro*, and Mr. *Charles Booth* gave evidence regarding the suggested improvements of the information regarding the occupations and industrial conditions of the people.

As a result of this evidence, the Committee recommended *inter alia* 1. that an intermediate census be taken of the population and its distribution as regards age and sex: and 2. that a small permanent census branch of the Office of the Registrar General be established in England, if not also in Scotland and Ireland. Sir *Reginald* (now Lord) *Welby*, one of the members of the Committee, however, put in an addendum to these recommendations in which he proposed the adoption of Sir *Robert Giffen's* suggestion that the Government be "empowered to direct by Order in Council an intermediate census of any town or district in which it is established to their satisfaction that migration or immigration is disturbing markedly the normal progress of the population". The recommendations of the Committee, as regards the taking of the quinquennial census, and the establishment of the permanent census department, were wrecked on the ground of expense; but some minor recommendations dealing with alterations of the schedule were adopted.

In 1894, the Council of the Royal Statistical Society again memorialised the President of the Local Government Board, and strongly urged the adoption of the Committee's recommendations. A

deputation of the Society was received by Mr. *Shaw Lefevre*, himself an ex-President of the Society, who expressed warm sympathy with the objects they had in view. He did not, however, consider the time a good opportunity for raising the question of the quinquennial census, owing to the large number of changes in the local authorities brought about by the Act of the preceding year; but he thought the question might be considered for the next census in 1901. "As to the main question of the effect of a permanent staff on future censuses. . . . he hoped to make out a sufficient case to the Treasury to justify its adoption, and if the case were a strong one, he would promise to press it to the best of his ability."

When the Census Bill for 1901 was introduced into the House of Commons early in 1900, there were various improvements in the direction of simplicity and in the general arrangement of the provisions. Much that had been done before by enactment was now done by instruction, and the Bill for England and Wales was made to apply to Scotland; but no provision was made for an intermediate census of a simple character. In the discussion on the second reading of the Bill the absence of such provision was adversely commented on; but Mr. *Chaplin* stated that the present Bill was not in conflict with the proposal. The mind of the Government was open on the question, but they had decided that the question should be provided for by a special Bill in 1905. The necessary notice of amendment was given by Sir *Francis Powell*, but the amendment was ruled out of order as tending to enlarge the scope of the Government measure.

On the 13th May 1904, a deputation again waited on the President of the Local Government Board. The deputation included representatives of the Royal Statistical Society, the Institute of Actuaries, the British Medical Association, the Sanitary Institute, and the Society of Medical Officers of Health; and Sir *Robert Giffen*, referring to his evidence before the Census Committee in 1890, stated that he was now satisfied that a quinquennial census was the best way out of the difficulty. Mr. *W. H. Long*, in reply, acknowledged the importance of the arguments put forward, and from a public health point of view concurred in the desirability of a more frequent census. The opposition rested entirely on the ground of expense; but he thought that, if some portion of the census staff were made permanent, there might be a reduction in the numbers required and a consequent saving in expenditure. All that could be done was to make the case as clear and as strong as possible, and he promised to put the facts before the Treasury with such additions as he might be able to make on the lines indicated.

The changes, which it is the object of a census to measure, now take place with great rapidity. Increased facilities of locomotion lead to rapid aggregations of people in new places. They increase migration from country to country, from town to town, and from village to town. New trades spring up and develop with great rapidity, and we should not have to wait ten years for information as to what these industrial changes are. But the reasons for a more frequent enumeration are above all sanitary. A knowledge of death rates is the basis of all sanitary administration, and the data to be useful should be correct data. The Registrar General supplies periodical returns of births and deaths; but these are useless for the calculation of birth and death rates without an accurate knowledge of the population. The official method of estimating the population for each year of the intercensal period does not supply this information. It is based on two assumptions, 1. that the rate of increase is uniform throughout the decennium, and 2. that it is the same as that of the preceding decennium. While this method gives substantially correct results for the country taken as a whole, it is far from correct for towns, and for the smaller sub-divisions of urban areas, such estimates are useless. So unsatisfactory is the method recognised to be, when applied to small areas, that the Registrar General has explicitly called attention to the probably erroneous nature of the estimates.

These estimates can not be corrected by the balance of births and deaths, for migration is the disturbing factor and by far the most important factor. It has been suggested that the ideal form of enumeration would be a continuous record compiled from the registers of births and deaths, corrected for migration and checked periodically by the census; but such a record would give no information of the internal movement of the population, and in spite of a careful record of this kind the population of the Continent of Australia was in 1891 overestimated by about 7 per cent.

Changes are of most importance in large centres of population, and it has been suggested that the case would be met by an intermediate census of fluctuating centres: but as was pointed out by *Dr. Ogle* in his evidence before the Census Committee (*Minutes of Evidence, Ogle 2492—3*), we do not know, until the census has been taken, where these shifting centres are. Estimates for rural areas and for towns of small population are often equally at fault. That this is so may be seen from the following figures, taken from the Appendix to the Report of the Census Committee (p. 116). They give the enumerated population in 1881, with the percentage of error in the estimated population in excess (+) or defect (—) of the actual.

Town or district	Enumerated Population in 1881	Percentage of error in estimate
London	3,831,719	— 3·4
Kensington	163,151	+ 21·0
Fulham	42,900	— 22·3
Nottingham	186,656	— 18·4
Salford	177,762	— 16·3
Chichester	8,569	— 13·1
Settle	13,800	+ 24·5

While the estimated population of London was only 3·4 per cent in defect, the metropolitan districts of Kensington and Fulham showed errors of 21·0 and 22·3 in excess and defect respectively. In the large towns of Nottingham and Salford there were under estimates of 18·4 and 16·3 respectively: while in the small town of Chichester and the rural district of Settle there were percentage errors of 13·1 and 24·5.

The population of a manufacturing town increases by waves, and the error in the estimate will be exaggerated if either or both of the enumerations should happen to have been made at the summit or depression of a wave. Nottingham is a case in point. At the time of the census in 1881, and for a year or two previously, trade was prosperous so that the town grew rapidly; and this increase was added to by immigration from the neighbouring towns, where trade was depressed. This state of things continued for three or four years; then trade fell off, and the revival of trade in the neighbouring Yorkshire towns drew off the surplus population. The result was that towards the end of the decennium both birth and death rates fell more than could be accounted for except by an actual decrease in the population. (*Minutes of Evidence, Whiteleyge, 1178.*) When the enumeration came to be made in 1891, it was found that there was an error of 17·2 per cent in the estimate, but this time in the direction of excess.

Cases of this kind recur at every census, and the effect on the estimated death rates is often serious. In the Preliminary Report for the Census for England and Wales for 1901 (p. VI), the Registrar General gives a table from which the following figures are extracted:

Town	Enumerated Population in 1891	Increase per cent during preceding decennium	Estimated Population in 1901	Enumerated Population in 1901	Increase per cent during decennium	Error in Excess + or defect — in estimated death rate per 1000
West Ham	204,903	58·9	325,586	267,308	30·5	— 3·5
Cardiff	128,915	55·8	200,808	164,420	27·5	— 3·1
Swansea	90,349	18·2	106,803	94,514	3·8	— 2·2
Burnley	87,016	37·4	119,544	97,044	11·5	— 3·8
Hastings	63,072	27·5	80,420	65,528	9·5	— 2·8
Liverpool	629,548	0·9	635,206	684,947	8·8	+ 1·9
Devonport	55,986	14·4	64,036	69,674	25·8	+ 1·7
Southampton	82,126	12·5	92,403	104,911	27·6	+ 2·4

It is easy to see how a town may be priding itself on its excellent sanitary condition, while its death rate is really above the normal.

While a knowledge of death rates of towns, taken as a whole, is required as a guide to sanitary measures, these measures have to be applied to small areas, and the fluctuations are relatively much greater in small areas than in the towns of which they form part. The outlying districts increase with great rapidity, while the inlying districts do not alter much or perhaps even decrease. Such a decrease does not necessarily mean a decrease in prosperity but perhaps even the reverse, owing to these districts being used more and more for business and less for residential purposes. It has long been known that the population of the central area of London has been decreasing at an almost steadily increasing rate; and, from a table published in the General Report of the Census for England and Wales for 1901 (p. 31), it appears that the surrounding districts have shown a decreasing rate of increase, owing probably to the development of communication with a still wider residential circle. The figures are as follows:

	Increase or Decrease per cent during decennium			
	1861—1871	1871—1881	1881—1891	1891—1901
Central Area	0·0	— 1·4	— 4·1	— 3·4
Rest of Inner (or Administration County of) London	+ 35·2	+ 33·9	+ 19·7	+ 12·8
Outer Ring (lying within the Metropolitan Police District)	+ 50·7	+ 50·	+ 50·1	+ 45·5

In 1891, the estimated population of Liverpool was over 100,000 in excess of the enumerated, and owing to the excessively restricted nature of the municipal area the population showed an actual decline. The effect of this overestimate of population was to understate the death rates, and for the last few years of the preceding decennium there had been an actual slackening off in those sanitary measures, which common observation suggested were necessary. In 1891, when the real facts were published, an impetus was given to sanitary reform. During the decennium which followed, the municipal area was extended, so as to include areas, the population of which was increasing with great rapidity; and towards the end of the period an error again crept in, but this time in the opposite direction, so that in 1901 the estimate was nearly 50,000 in defect. The consequence was an exaggeration in death rates, and the opponents of sanitary reform were not slow to point to the fact that the measures which had been taken were useless, as they had been attended, not by a decline, but by an actual increase in the death rate.

Speaking as a member of the deputation which in 1904 waited on the President of the Local Government Board, Sir *Michael Foster* said that a few years previously he had served on a Royal Commission on Vaccination. The Commission sat for a long time, and their recommendations were often based on statistical evidence. As their sittings extended from one decennium into the next, they were able to verify some of the conclusions they had arrived at earlier; and in respect of some minor recommendations they saw that they had been based on evidence which was not exact.

Reference has already been made to the importance of accurate knowledge of trade movements in the country. An example, taken from Mr. *Hooker's* paper on "Census Taking in the British Dominions" (*Journal of the Royal Statistical Society* [J. R. S. S.] LVII, 354), shows how easily erroneous conclusions may be drawn from the published figures of two decennial censuses: "During the decade 1881 to 1891, the number of coal miners in England and Wales increased by 35·5 per cent, and those in Glamorganshire by 72 per cent (Census of England and Wales, General Report, p. 54). These increases are borne out by the Reports of the Inspectors of Mines. But from the same Reports it appears that had the Census been taken in 1875 and 1885, there would have been an actual *decline* in the numbers engaged in coal mining, instead of an increase treble that of the population as a whole, while in Glamorganshire the increase was only about 20 per cent."

But there is another aspect of the question. (*G. H. Ryan*, The

case for Census Reform; *Journal of the Inst. of Actuaries*, XXXVI, 336). It is well known that there is a tendency, partly arising from ignorance and partly from wilful misstatement, for ages to be returned in round figures. There is reason to believe, however, that at each successive census the schedules are more accurately filled up. Now if enumerations were made more frequently, there seems good reason to expect that the gradual approximation to the truth would be more rapid than it is at present. If people had to make the return oftener, they would become more familiar with the form of enquiry, and there would be a tendency to more accurate statement, particularly as regards age. A quinquennial census would therefore not only be more useful, but it would be more accurate.

The Census Committee in 1890 recommended that there should be a small Census Office with a permanent staff; and if the quinquennial census were adopted this would be almost a necessity. But there would be many advantages attending the establishment of such an office. Under the present system only the principal officials connected with the census have any knowledge of what is required, and even these have their skill and experience, gained in former censuses, blunted by lapse of time, while the employment of untrained clerks is productive of much waste of time and money. Various estimates have been made of the probable cost of an intermediate census of a simple character; but all these estimates have been based on the cost of the census as it is at present taken, and to a certain extent they must be misleading. A permanent staff would secure continuity of administration, and it is reasonable to assume that work would be done more accurately and expeditiously by men who are always engaged at it, than by those who are fresh to the work. On that ground there would almost certainly be a saving of time and money not only in the intermediate but in the decennial census.

In England and Wales especially, the confusion of areas is a fruitful source of trouble and expense. "The division made for one administrative purpose is often entirely independent of the division made for another, and the boundary lines of the various divisions consequently intersect each other with bewildering intricacy." (General Census Report for England and Wales for 1891, p. 2.) "The serious overlappings of boundaries render the work both of the Census Office and of the local officials, in ascertaining the precise limits of the several divisions, to be separately distinguished in the Tables, laborious and extremely complicated." (General Census Report for England and Wales for 1901, p. 11.) These areas are continually undergoing change, and the census staff is required to tabulate not only the population as

enumerated, but also the population of each of these changed areas for the preceding census. To appreciate the difficulties caused by these overlappings and changes it is only necessary to read *Dr. Ogle's* evidence before the Census Committee. (Minutes of Evidence, *Ogle* 209—233.) It ought to be possible to round off the various areas so that, by starting with a sufficiently small unit, we could pass through the district to the county and up to the United Kingdom as a whole. Such changes could not be made without authority, but the present confusion of areas is both unfortunate and costly. With regard to the revision and probable reduction in number of the enumeration areas, *Dr. Ogle* stated in evidence that "if there was a permanent census office, such business as that could be undertaken and would save a considerable sum of money under that one heading. There is no possibility under the present system of making this revision." (Minutes of Evidence, *Ogle* 2559.)

In the intervals between the census, the officials could be employed in organizing and perfecting machinery, in collating the census results of different parts of the empire and of foreign countries and in endeavouring to secure uniformity of results. Under the present arrangements there cannot be continuous study of the facts, and it is only by continuous study that we can find out the ways of making the results most useful. In any body of statistics there may be either accidental or systematic errors. Errors of the former kind, due to meagreness of data, do not affect census and registration returns to any extent: but it is well known that these returns are seriously affected by errors of the systematic kind, particularly as regards age. Now these errors are themselves subject to law, and a permanent staff, by collating the results of the census with the data of the Registration returns, might endeavour to determine the nature of that law and the best means of reducing it.

II. The information to be obtained.

As regards the scope of the enquiries there is much diversity of opinion, some desiring the fullest information, others holding that it is better to devote attention to making the returns accurate than to increase their extent. The latter view has generally been that supported by English statisticians, who hold that, the shorter and simpler the schedule, the greater is the chance of accurate record. According to *Dr. Ogle* the accuracy of the returns appeared to be in inverse ratio to the number of questions asked, and *Sir J. A. Baines*, who has had great experience in Indian Census matters, has laid down two canons of census work: 1. that no information should be sought which can

be obtained by other means, and 2. that nothing should be asked beyond what the person, of whom it is asked, may be reasonably assumed willing and competent to give. In framing the questions of a census schedule it is necessary to bear in mind the nature and capacities of those, into whose hands the schedule is likely to come: for, even though full instructions may be printed on the back of the schedule, many are incapable of understanding them, while others do not take the trouble to read them. The aim should be to adapt the enquiries not merely to the average mind, but to that of the least intelligent.

The particulars of the English & Scottish schedules are practically identical and are restricted to name; age; sex; relation to head of family; condition as to marriage; occupation; birthplace; and infirmities. Where the occupier is in occupation of less than five rooms, an enquiry is also made as regards the number of rooms occupied. In Ireland a column is added for religious profession, but since 1881 the filling up of this column has been voluntary. This has never formed the subject of a census enquiry in England or Scotland, and while the return would be of statistical value, it still excites prejudice. The greater the use which might be made of such a return in solving administrative difficulties, the greater seems to be the opposition to giving precise statistical form to matters of vague controversy: and the Census Committee in 1890 were unable, mainly on political grounds, to make any recommendations regarding it. The last item of the schedule, relating to infirmities, is the one which is least satisfactory. It is recognised that the returns are "excessively imperfect" and "very untrustworthy"; but it is contended that they have comparative value, as the imperfections may be held to apply equally to all parts of the country. In Ireland this return is stated to possess greater absolute accuracy, owing to the assistance rendered by the Royal Irish Constabulary, from whose ranks the enumerators are drawn. The column is there at the request of several Statistical Congresses, and its retention may be regarded as to some extent a concession to precedent. The enquiry regarding "birthplace" is important as an indication of the drift of population into towns and also of alien immigration; and in the schedule of 1901 the enquiry was extended so as to require an explicit declaration of nationality in the case of foreign subjects. An interesting fact brought out by this enquiry was that overcrowding in London was greatest in those districts which contained a large alien population. (General Census Report for England and Wales for 1901, pp. 140—1.)

The return of "occupation" is one of great value, but also one

which possesses great limitations. The opinion has been expressed again and again by experts that it is impossible by the machinery of an ordinary census to obtain detailed information as to the industrial organisation of the country. "The most that it is reasonable to expect from data so collected is that they shall give the means of drawing such a picture of the occupational distribution of the people as shall be fairly true in its main lines, though little value can be attached to its detailed features." (General Census Report for England and Wales for 1891, p. 35.) The difficulty arises from the very inadequate way in which uneducated and even educated persons return their callings. In spite of explicit instructions on the back of the schedule, in numerous cases only the general name of the industry is mentioned, e. g. "cotton-hand", "miner", while in others the name of the industry is altogether omitted, e. g. "foreman", "manager". It is obviously impossible to classify persons described in this way.

The classification of occupations has varied from census to census, and, in deference to urgent representations by the Home Office and the Board of Trade that further changes would enhance the value of occupational statistics for legislative and administrative purposes, the number of headings was in 1901 considerably increased, some relatively unimportant headings being deleted, so as to admit of the further subdivision of others. Former classifications have been criticised as failing to distinguish between those engaged in the manufacture and in the distribution of goods; but, while production and distribution are economically quite distinct, the office of maker and seller is often combined in one and the same person; and, even where they are distinct, the same name is often used to indicate both.

Another criticism of occupation returns is that they did not distinguish between "masters" and "men"; and to meet this, in 1891 three columns were introduced for "employer", "employed" and "working on own account", with an instruction that a cross was to be made in the proper column. "In numerous instances, however, no cross at all was made; in many others crosses were made in two or even in all three columns, and, even when only one cross was made, there were often strong reasons for believing that it had been made in the wrong column." (General Census Report for England and Wales for 1891, p. 36.) For example under several headings more were returned as employers than employed: and while the census authorities in 1891 did not consider themselves justified in discarding the statements from the census volumes, they held them to be excessively untrustworthy and made no subsequent use of them. In spite of the extremely unsatisfactory nature of this return, similar information was

again sought in 1901: but the arrangement of the column was simplified. At the request of the Departments before mentioned, an enquiry was also made to ascertain the number of people in certain industries working in their own homes.

Another difficulty connected with the occupation column is that of "double occupations". For purposes of tabulation the rules laid down were 1. that a mechanical handicraft or constructive occupation should be preferred to a shopkeeping occupation; 2. that, if one of the diverse occupations seemed to be of more importance than the others, it should be selected and 3. that, in default of such apparent difference, the occupation first mentioned should be taken. (General Census Report for England and Wales for 1891, p. 37.) This mode of tabulation is open to the objection that, if only the principal means of livelihood is recorded, the real importance of some occupations is understated, and this is especially the case, in what may be called "by-occupations". It has been suggested that the difficulty might be met by a system of twofold entry, with deductions of the totals of the second entries from the gross totals, leaving a net total corresponding to the population.

The treatment of "retired" persons also presents difficulty and it is of special importance because of its bearing on the mortality of different occupations. This subject has been very fully discussed by Mr. *Mc Lauchlan* in his Report presented to the first International Actuarial Congress: but it may be useful to review briefly some of the limitations of census statistics when applied in this way. In the census of 1871, those retired from business were classed under their former occupations; but in 1881, and also in 1891, they were excluded both from the numbers living and from the deaths. The reason given for this exclusion was that, as a very small proportion of retired persons made mention of their former callings, their inclusion would have rendered the return neither one of those occupied, nor of the occupied and retired together; and it was thought better to omit them altogether.

This mode of dealing with the retired is open to the objection that we do not retain under observation those who, without actually dying in harness, break down in health and are compelled to retire altogether or to take to some lighter form of labour; and the result must be seriously to understate the mortality of certain occupations. This has long been recognised (Cf. Supplement to the 45th Report of the Registrar General for England and Wales, p. XXIII.) and a different mode of treatment was adopted in 1901; for the instruction on the census schedule was to the effect that "Persons, who have

retired from their profession or occupation, should state their former calling, with the addition of the word "*retired*". The tabulated results showed widely different proportions of retired and employed in different occupations: for example, the percentage of retired was high for civil servants, but low for occupations requiring a considerable standard of physical fitness, such as railway engine drivers, coal miners and those employed in works of building and construction. The causes which govern these variations are complex; for

1. statements as to former callings are generally less precise than those relating to the callings of the occupied;
2. the proportions must be affected by the growth or decline of the occupation in question;
3. the prevailing age of retirement varies for different occupations;
4. persons who retire may retire altogether, or may engage in some other occupation.

Many occupations require a considerable standard of physical vigour in those who follow them: but, when health or strength falls below that standard, the person following the employment may not be totally incapacitated but may be compelled simply to take to some lighter form of labour. The weaker individuals are continually being drafted out of certain callings. "Labourers" in some definite groups, and also men of other occupations, drift into "casual labour" before they join the ranks of the "unoccupied". These are so returned in the census schedule, and in the death returns, and the result is that the death rates of "General Labourers" and also of the "Unoccupied" appear to be of appalling magnitude, while the real mortality of certain occupations is very much understated. The vagueness of the return of occupations, both in the census schedule and in the death registers, is another source of error, and it cannot be presumed that the error is similar in amount and character in the two cases. A person may be returned as dying under an entirely different heading from that under which he was enumerated at the census, so that both the numerator and denominator of the fraction giving the rate of mortality are affected.

The most serious defect of all vital statistics based on census and registration returns is the inaccurate statement of age. This may arise from want of precise knowledge on the part of the person making the return, leading to a guess at age with an undue proportion of "round numbers". In the English census returns the numbers living after the first five years of age are given by five yearly periods of life up to age 25, and by ten yearly periods thereafter. It is contended that this mode of grouping introduces a certain

balance of error which would not be secured if the numbers were given in age groups beginning with a multiple of ten. But, quite apart from the fact that any mode of grouping is objectionable as obscuring the nature and extent of the error, the method does nothing to eliminate the much more serious errors of the systematic kind. Imperfect apprehension of the instructions is probably responsible for a certain amount of inaccuracy, current year of age being sometimes given instead of completed year, and errors of this kind cannot be avoided by the selection of age groups. More serious still are the errors due to wilful misstatement, the most glaring case being that which occurs in the return of females aged between 20 and 25. At every census of England and Wales for the last 60 years this number has exceeded the number of girls returned at the preceding census as between the ages of 10 and 15, although the former are obviously only the survivors of the latter (apart from any difference due to migration). The greater demand for labour at certain ages leads to misstatement amongst young and middle aged persons; while the increased consideration attaching to old age causes serious overstatement at the very advanced ages. There is some reason to believe, however, that the ages of old people are returned more accurately now than they were 40 or 50 years ago: but, before any serious attempt can be made to investigate the nature and extent of these errors, it is essential that the numbers living should be given by individual years of age, and not by age groups. It is easier and better to work from a bad original than from a corrected return, when the nature and extent of these corrections are unknown.

III. The Collection and Tabulation of the Data.

According to English census practice, schedules are left with the householder by the enumerator on or before the Saturday preceding the day fixed for the census. The particulars are filled in by the householder, the return being one of those actually resident in the house on the night of the census day, or who, if absent on that night, return on the following morning; and the schedules are collected by the enumerator as far as possible on the day following. The question of the filling up of the schedules by the householder or by outside agency is largely a matter of habit and temperament. Prevalence of official action in some countries permits of domiciliary enquiries which would be resented elsewhere; and the English system has the advantage of saving time and preventing loitering on the part of the enumerator, while the collection of the schedules in one day minimises the risk of the same person being counted more than

once. It also throws a certain responsibility on the householder and enlists his cooperation in the return; but it is the duty of the enumerator, when collecting the schedules, to complete such as appear to be defective and to correct those which are erroneous. In England and Scotland, it has been the practice for the enumerator to copy these returns into an enumeration book, which is delivered along with a summary and the original schedules to the registrar. These, along with others for his district, are transmitted, in England, to the Superintendent Registrar, or, in Scotland, to the Sheriff of the County, who forwards them to the officials at the Census Office. The tabulation of the facts at the central office is made from the enumeration books. In Ireland, summaries are prepared in the same way; but the schedules are sent up to the central office without the preliminary process of copying, and the tabulation of the data is made directly from the originals.

Formerly the duty of copying the schedules into books was in England and Scotland imposed on the enumerator by special enactment; but in the Act of 1901 the mode of copying was left to the discretion of the Registrar General. It has been urged that there would be a considerable saving of time and expense if the copying of the schedules into books were dispensed with; but in his evidence before the Census Committee Dr. *Ogle* expressed the opinion that any gain would be more than lost at the central office in dealing with the greatly increased bulk of paper. (Minutes of Evidence, *Ogle* 2463.) He pointed out too that, while copying may introduce additional errors, it ought to reveal omissions which can be rectified more easily on the spot. Judging, however, from the evidence as to the class of men who can be secured to perform the enumerators' work, it is doubtful if such errors of omission are really rectified; and the transcription of the schedules under supervision at the central office would have the advantage of securing more uniform interpretation of the facts.

At the central office the particulars are transferred to abstraction sheets — one being used for ages and civil condition, another for occupations, and so on. These sheets are divided into compartments arranged to receive the particulars in the way in which they will be given in the final return. In the case of the occupation sheet, special precautions were in 1901 taken to prepare the raw material in the enumeration books so as to secure uniformity of classification. Trained clerks, with the aid of a specially prepared dictionary of occupations supplemented by information obtained from registrars as to local industries, edit or "code" the occupation column so as to show to which heading on the sheet each belongs; and after this

preliminary coding the tabulation can be made with facility and considerable accuracy. Precautions are taken to check coding, to scrutinise doubtful entries and generally to secure uniformity and freedom from error. (General Census Report for England and Wales for 1901, p. 75.)

In practice, however, most of the tables derived from census returns are based on combinations of facts which are not drawn directly from the schedules, and there are consequently advantages in any preliminary process of analysis such as is secured by the collection of the schedule entries for each individual on a card. Simple combinations are facilitated, while the risk of error, in using a very much subdivided abstraction sheet, is avoided. The card system may be applied either:

1. by transcribing the particulars by hand, or
2. by a process of punching holes in the cards for use with the *Hollerith* electrical tabulating machine.

The former system has been followed with great success in the Australian colonies and at the Cape, the form of card varying with the nature of the information sought. In the New Zealand card, for example, which is comparatively elaborate, entries are made as far as possible by drawing a bar across a compartment on the card, and where entries have to be made in writing contractions as far as possible are used. The great ease, with which cards can be sorted according to age, occupation etc. and afterwards counted, renders the subsequent process of tabulation a simple matter.

In the *Hollerith* system, cards similar to the New Zealand card are used, but entries are transferred from the schedule to the card by punching holes in positions which can be "read" by the machine. The machine consists of a press, the upper portion of which is provided with blunt spring-actuated needles, corresponding in position to the holes which may be punched in the card. The lower part is fixed and is fitted with a number of cups, partially filled with mercury and connected by wires with "counters". If a punched card is placed in this bed and the upper portion of the press lowered, the needles dip into the mercury when there is a hole, but are pressed back where there is none. Each time a needle dips into the mercury an electric circuit is completed and a counter is actuated to register a unit. In practice we require combinations of facts, such as sex and age, and the machine may be arranged so as to permit of certain needles only reaching the mercury. Any combination of facts can therefore be worked out merely by passing the cards through the machine, and more than one combination can be worked out simultaneously provided that no particular enters into more than one combination. To facilitate sorting, there is a sorting box, usually divided

into 24 compartments, the lids of which are controlled by electromagnets in the same way as the counters, so that each time a circuit is completed a lid is opened and the card deposited in the compartment. The cards are thus arranged in groups and prepared for a further subdivision. The machine will even detect certain errors of punching which are inconsistent; and all such rejected cards can be put aside for comparison with the original schedules and rectification of the error.

One difficulty connected with the punching is that all the various classifications are done by one person direct from the schedule, whereas in the English Census Office the processes are separated, experts in occupations doing one portion, experts in birthplaces another. If, however, the difficult portions of the schedule, such as the occupation column, are coded by an expert, as was done at the last English census for use with the abstraction sheets, it seems that the process of punching could be carried out with as much accuracy and facility as transcription by the pen. The punching process has the advantage that the whole operation lies within a moderate space immediately under the eye of the operator, instead of being spread over an unwieldy abstraction sheet of several thousand compartments. A careful system of checking is necessary, because the abstraction clerks are set to learn an unfamiliar symbolic language and their progress must be followed; but the same is necessary with the English system. An official of the English Census Office has stated that "an average of at least ten per cent was reworked, in order to maintain a fair standard of accuracy, and to cancel really careless work." (Cf. J. R. S. S. LVIII, p. 64; see also Minutes of Evidence. *Ogle* 243.) Even when the staff has become efficient, this process of checking should not be abandoned, and it is usual to compare a certain portion of the cards, taken at random, with the schedules so as to ensure that accuracy is not being sacrificed to speed or inattention.

As regards the vital question of the relative accuracy of transcription by hand and by punching, interesting evidence is supplied by the experience of the New York Central Railroad (Notes on American Census Practice, J. R. S. S. LXIV, p. 527), which has adopted the electrical system of tabulation for copying its way bills. The auditor of the freight accounts stated to a Commission of the United States Census Office that after the change the average amount of work done by copying clerks was increased by half, while the average number of errors showed no increase. As regards the chance of the machine getting out of order, *Dr. Hollerith* has stated (J. R. S. S. LVII, p. 688) that in making the contract for the use of the machine in the American census of 1891, a clause was inserted imposing a

penalty for every day the machine was out of order, but the penalty had never been enforced. Since the machine was first adopted in the United States and Canada, it has been used in several European countries and doubtless others will be able to speak from practical experience of its merits.

IV. The construction of mortality tables.

There are two distinct methods of constructing mortality tables from census statistics and registration returns; 1. the *graphic* method, first employed by *Milne* in the construction of the *Carlisle* table; and 2. the *analytical* method, based on methods of interpolation. The graphic method is sound in principle; but the difficulty in its application consists in the accurate reading of the ordinates of the population and death curves, and to obtain a smooth curve some subsequent process of graduation is necessary. The method has been frequently employed by actuaries, and was recently used in the construction of a life table for Scotland, but it has never been adopted by the Census officials.

The data necessary for the application of the analytical method are the mean populations for certain age groups and the corresponding deaths registered during the intercensal period. To obtain the mean total population we require the numbers enumerated at two censuses, and the assumption is made that the total population increases in geometrical progression. If P_1 be the population at the beginning and P_2 that at the end of the period, taken as the unit of time, and r the rate of increase so that $P_2 = rP_1$ the population at any time t measured from the beginning of the period is $P_1 r^t$, and the mean population is obtained by integrating this expression between the limits 0 and 1, and dividing by the interval of time which is taken as unity. But the dates of the censuses do not always coincide with the beginning and end of the period for which the deaths are recorded, so that an adjustment is required. If the intercensal period be n years, and the census is taken an m^{th} part of a year from the 1st of January, the limits of integration will be $-\frac{1}{mn}$ and $1 - \frac{1}{mn}$, so that the mean population is

$$\int_{-\frac{1}{mn}}^{1 - \frac{1}{mn}} P_1 r^t dt = \frac{P_1 (r - 1)}{r^{\frac{1}{mn}} \log_e r} \quad (1)$$

We require, however, not only the mean total population, but the mean population for each age group; and, if we use for each group the value of r corresponding to that age group, we do not get the true mean population for the whole country; while if we use throughout the value of r derived from the total population, the mean populations for the age groups are incorrect, for they do not all increase in the same ratio. If, however, we make the further assumption that the proportion, which each group bears to the total population, increases in arithmetical progression, consistent results are obtained, and the aggregate of all the groups will agree with the total. This modification was devised by Mr. *A. C. Waters* (Journal of the Royal Statistical Society, LXIV, 293) and has been adopted in constructing the data for the most recent English Life Tables.

Let π_1 , π_2 be the populations of an age group at two censuses, α_1 , α_2 be the proportions they bear to the total populations so that

$$\pi_1 = \alpha_1 P_1; \quad \pi_2 = \alpha_2 P_2.$$

Then if π_t , P_t be the corresponding values at time t , they will be in the ratio

$$\alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) t$$

so that

$$\begin{aligned} \pi_t &= P_t \left\{ \alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) t \right\} = P_1 r^t \left\{ \alpha_1 + (\alpha_2 - \alpha_1) t \right\} = \\ &= \pi_1 (1 - t) r^t + \pi_2 t r^{t-1} \end{aligned} \quad (2)$$

and the mean population of the intercensal period is obtained by integrating this expression between the limits $-\frac{1}{mn}$ and $1 - \frac{1}{mn}$. The integral is easily evaluated and may be written in form

$$\left. \begin{aligned} &\pi_1 G_1 + \pi_2 G_2 \\ \text{where} \quad G_1 &= \frac{1}{\frac{1}{r^{mn}} \log_e r} \left[(r - 1) \left(\frac{1}{mn} + \frac{1}{\log_e r} \right) - 1 \right] \\ G_2 &= \frac{1}{\frac{1}{r^{mn}} \log_e r} \left[1 - \frac{r - 1}{r} \left(\frac{1}{mn} + \frac{1}{\log_e r} \right) \right] \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

From the value of r derived from the total populations, the values of G_1 and G_2 are obtained, and thence the mean populations for each age group.

Although at census enumerations the numbers living are generally given for each of the first five years of age, the figures are wholly unreliable. There is so much inaccuracy in statement of age that more are often returned as surviving at the later than at the earlier ages, and more than could, apart from the effect of migration, possibly be surviving from the recorded numbers of births and deaths. Current year of age is often given instead of completed year, so that the numbers living at the earlier ages are much understated; and the census figures cannot be used except as a basis for determining the mean population of the age group. The numbers living at each year of age are better obtained from the records of births and deaths under five years of age.

Suppose we are dealing with the census period 1891—1900, the deaths under 1 year of age will, apart from migration, include all those arising from births during the nine years 1891—1899, part arising from the births of 1890 and part from the births of 1900. We may not unfairly assume them to arise from the births of 1891—1899 and half the births of 1890 and 1900. Those occurring in the second year of age may be taken as arising from the births of 1890—1898 and half the births of 1889 and 1899, diminished by the deaths under 1 year of age during the period 1890—1899; those in the third year of age, from the births during 1889—1897, and half the births of 1888 and 1898, diminished by the deaths under 1 year of age during 1889—1898, and the deaths between 1 and 2 years of age during 1890—1899: and so on. Let E_0, E_1, \dots, E_4 , represent these numbers and E their total. These are not the numbers living during each year of age, but the numbers actually at risk at the commencement of each year. The census figures give the numbers living at all ages from 0 to 5, as affected by an average of six months mortality as well as by migration. During the first year of age, the mortality is much heavier in the first than in the second six months, but in succeeding years no great error will be introduced by supposing it to be equally distributed. If, therefore, we increase the census figures by the deaths under six months and half the deaths from 1 to 5, taking the mean of the census period, any difference between the resulting total and E will represent chiefly the balance due to migration. Dividing this total in the proportions E_0, E_1, \dots, E_4 , we get the numbers at risk at the beginning of each year, which with the recorded deaths give us the rates of mortality for each of the first five years. (*T. E. Hayward* "On Life Tables etc." *Journal of the Royal Statistical Society* LXII, 451—3.)

For the rest of life we have the mean populations for certain

age groups and the deaths recorded for these groups during the intercensal period. If we sum these values from the bottom upwards we get the population aged x and upwards (T_x) and the corresponding deaths (l_x) for certain years of age. As the data are tabulated in the English Census returns we get T_x and l_x for quinquennial ages up to age 25 and for decennial ages thereafter. These data are made the basis of the interpolation. In the construction of the English Life Tables Nos. 5 and 6. the same principle was followed. The data at decennial intervals of age, beginning successively, at 5, 15, 25,, were taken in groups of five; but only the interpolated values for the middle 20 years of each series were used, and the overlapping portions of these series of values were welded by the curve of sines. Taking, for example, the nine ages from 26 to 34 inclusive, one set of values was obtained from the group whose central age was 25, and another set from the group with central age 35. These were blended by multiplying the first set by the values of the expression $\frac{1}{2}(1 + \cos \pi x/10)$ obtained by giving to x the values 1 to 9, and the second set by the same values reversed, and taking the sum. The result was to secure a curve of great smoothness, free from the discontinuities which would have been inevitable had the middle sections only of two distinct interpolation curves been used. But the labour involved is very considerable. A double set of interpolations is required, and each pair of interpolated values has to be multiplied by the proper factor.

By an ingenious method, described in a paper read before the Institute of Actuaries last year (Journal of the Institute of Actuaries, XLII, 225), Mr. *George King* has very greatly reduced the labour of the process, while results of at least equal smoothness are obtained. The method is based on the system of osculatory interpolation, which consists in fitting between successive pairs of a series of points a series of partial interpolation curves which shall have the same slope and curvature at their points of junction. Before applying the method, the decennial intervals of the English census data were bisected by a central difference formula so as to give a complete set of quinquennial values of T_x and l_x . The values for the ages one year older than each quinquennial age were then obtained by interpolation, and thence were derived the values of q_x . The interpolation formula was that devised by *Dr. Sprague* for the construction of his Select Mortality Tables, and from it a set of leading differences for each interval is obtained. For example, for interpolating the values between y_2 and y_3 , the leading differences are (ibid. p. 243).

$$\left. \begin{aligned} & \frac{\Delta^1 Y_0}{5} + 8 \frac{\Delta^2 Y_0}{5^2} + 11 \frac{\Delta^3 Y_0}{5^3} - 11 \frac{\Delta^4 Y_0}{5^4} + \frac{\Delta^5 Y_0}{5^5} \\ & \frac{\Delta^2 Y_0}{5^2} + 6 \frac{\Delta^3 Y_0}{5^3} + \frac{\Delta^4 Y_0}{5^4} + 3 \frac{\Delta^5 Y_0}{5^5} \\ & \frac{\Delta^3 Y_0}{5^3} + 4 \frac{\Delta^4 Y_0}{5^4} - 3 \frac{\Delta^5 Y_0}{5^5} \\ & \frac{\Delta^4 Y_0}{5^4} - 2 \frac{\Delta^5 Y_0}{5^5} \\ & 5 \frac{\Delta^5 Y_0}{5^5} \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

The numerical process for any interval therefore consists in taking the advancing differences for the age 10 years younger, modifying these differences by dividing by the power of 5 corresponding to the order of the difference, multiplying these modified differences by the numerical coefficients and taking the algebraical sum. The interpolated values are then found by a continuous summation process. An example of the numerical application was given by *Dr. Sprague* when his formula was first communicated to the Journal of the Institute of Actuaries. (XXII. 282.)

Everett's interpolation formula involves only even central differences of each of the two middle terms of the series between which the interpolation is made, and it has the great merit that the coefficients of the two terms of the same order have the same numerical values at points equidistant from opposite ends of the interval. Each product term can therefore be used twice over in an extended computation, and the numerical work is little more than that involved in applying a formula with half the number of terms. The writer has devised an interpolation formula, similar in form to Everett's, which possesses the additional advantage of securing the osculation of the partial interpolation curves with easier numerical coefficients. If the operator δ be defined by the relation

$$\delta u_0 = u_{1/2} - u_{-1/2}$$

the even central differences of u_0 will be denoted by $\delta^2 u_0, \delta^4 u_0, \dots$, and for dividing the interval between u_0 and u_1 into five equal parts, the values interpolated by this osculatory formula are. (Journal of the Institute of Actuaries, XLII, 380.)

$$\begin{aligned}
 u_{.2} &= .8 u_0 - .048 \delta^2 u_0 + .0128 \delta^4 u_0 + .2 u_1 - .032 \delta^2 u_1 + .0016 \delta^4 u_1 \\
 u_{.4} &= .6 u_0 - .064 \delta^2 u_0 + .0144 \delta^4 u_0 + .4 u_1 - .056 \delta^2 u_1 + .0080 \delta^4 u_1 \\
 u_{.6} &= .4 u_0 - .056 \delta^2 u_0 + .0080 \delta^4 u_0 + .6 u_1 - .064 \delta^2 u_1 + .0144 \delta^4 u_1 \\
 u_{.8} &= .2 u_0 - .032 \delta^2 u_0 + .0016 \delta^4 u_0 + .8 u_1 - .048 \delta^2 u_1 + .0128 \delta^4 u_1
 \end{aligned} \tag{5}$$

The numerical process therefore consists in differencing the data four times and forming columns of $.008 \delta^2 u$ and $.0008 \delta^4 u$. The product terms in the above formula can then be written down at once and are summed in sets of three: and each sum of three terms is made to do duty twice over in an extended interpolation. The osculatory formula was also employed in finding the graduated quinquennial values of q .

In the discussion which followed the reading of Mr. King's paper, Mr. Lidstone pointed out that, in the application of Dr. Sprague's formula, it was unnecessary to work out a fresh set of leading differences for each interval. When those for the first interval have been obtained, we can pass from one interval to the next by a simple process of adjustment of the highest order of differences. This method was devised by Dr. Karup (Transactions of the Second International Actuarial Congress pp. 84—88.) and was applied by him to the osculatory formula of the third order. But it can also be employed with a fifth difference formula, and in particular it is applicable when the formula is written in the Everett shape. With the same central difference notation as before, the corrected fifth differences of the fifth interval are, (Journal of the Institute of Actuaries, XLII, 389.)

$$\left. \begin{aligned}
 &- .0080 \delta^5 u_{1/2} \\
 &- .0048 \delta^5 u_{1/2} + .0016 \delta^5 u_{3/2} \\
 &- .0096 \delta^5 u_{1/2} \qquad \qquad - .0096 \delta^5 u_{3/2} \\
 &- .0016 \delta^5 u_{1/2} + .0048 \delta^5 u_{3/2} \\
 &\qquad \qquad \qquad - .0080 \delta^5 u_{3/2}
 \end{aligned} \right\} \tag{6}$$

The law of formation of these differences is quite general: for the corrected fifth differences of any interval are given in terms of the fifth central differences of the middle of that interval and of the immediately preceding interval. The numerical process therefore consists in forming a set of leading differences for the first interval, and then by means of the corrected fifth differences the interpolation is completed by a continuous summation process. Examples of the application

of the last two processes to the reconstruction of the English Life Table No. 6 are given in the paper above quoted. It is only fair to *Dr. Karups* process to point out that the quinquennial values in the second of these examples would have been exactly reproduced if the numerical work had been carried out to its full extent; and in finding the corrected fifth differences it would be better to use the full numerical values of $\cdot008\delta^2u$ and $\cdot0008\delta^4u$, as these have afterwards to be multiplied by numerical factors, even though the figures be cut down subsequently.

In a later paper read before the Institute of Actuaries in December of last year, Mr. *King* has modified his method of obtaining the graduated quinquennial values of q so as to make them occupy as nearly as possible the central position of the data from which they are derived; and when the numbers living and the deaths are used as the basis of interpolation, there is some saving of labour in the process. We can easily obtain graduated quinquennial values of q which are centrally situated, from the equations (5) given above. These equations depend on the second and fourth central differences of u_0 and u_1 , that is, on $u_{-2}, u_{-1}, \dots, u_2, u_3$; so that the exactly central value is $u_{1/2}$. If therefore we take the interpolated values u_4 and u_6 , which are equidistant on opposite sides of the central value, their difference will be exactly central. From equations (5) we have at once

$$\begin{aligned} u_4 - u_6 &= [\cdot2 - \cdot008\delta^2 + \cdot0064\delta^4](u_0 - u_1) \\ &= -\cdot2\delta u_{1/2} + \cdot008\delta^3 u_{1/2} - \cdot0064\delta^5 u_{1/2} \end{aligned} \quad (7)$$

The values of this expression for the quinquennial intervals 15–20, 20–25, . . . , will give us the values of L_{17}, L_{22}, \dots and of d_{17}, d_{22}, \dots from which graduated rates of mortality can be computed, and these are made the basis of the osculatory interpolation by any one of the methods described above.

By any one of these processes we can complete the interpolation from age 15 to near the end of the table, and the rates of mortality for the infantile ages having been obtained by the method described above, it remains to supply the missing portion of the mortality curve from age 4 to age 15. Mr. *King*, in the earlier of the papers above referred to, obtained the value of q_5 by means of an ordinary central difference formula, depending only on data *following* the age in question; but remarked that “the value so found might have to be adjusted to a certain extent after settling the values for the infantile ages”. It seems that it might be more suitably obtained by taking account of values preceding as well as of those following

the age in question. Our data consist of the rates of mortality for each age from 0 to 4, and for ages 10, 15, If we take two values of q on each side of age 5 and interpolate by *Lagrange's* formula, we shall take account of the trend of the mortality curve in both directions. To illustrate the process, the values of q_3 and q_4 have been taken from the official table of the Registrar General, and those of q_{10} and q_{15} obtained by the osculatory method (J. I. A. XLII, 384), namely,

$$q_3 = \cdot 01318; q_{10} = \cdot 00295$$

$$q_4 = \cdot 00790; q_{15} = \cdot 00306$$

Applying *Lagrange's* theorem, we get

$$q_5 = \cdot 00708$$

which differs very slightly from the value of the official table.

The intervening values may be conveniently supplied as follows. Taking the origin at age 10, and five years as the unit, let us pass a curve through the three points corresponding to ages 5, 10 and 15, so as to have at its ends the same slope as the curves to which it is there joined. The gradients at these points are found by differentiating the expressions used to find q_x , namely, *Lagrange's* formula in the one case and the osculatory formula in the other and giving x the proper value. Proceeding in this way, and denoting differentiations by dashes, we get

$$q'_5 = - \cdot 00222$$

$$q'_{15} = \cdot 00083$$

We have five conditions to satisfy and therefore five constants at our disposal. If we take the curve

$$q_x = a + b x + c x^2 + d x^3 + e x^4$$

the equations of condition readily lead to

$$a = \cdot 00295 : d = \cdot 00066 :$$

$$b = - \cdot 00267 : e = - \cdot 00136 :$$

$$c = \cdot 00348 :$$

and the intermediate values of q are obtained by giving to x the values $\pm 2, \pm 4, \dots$. The progression of these values is not as smooth as might be desired, but it is at least as good as that of the values of the official table; and the method supplies a simple means of securing the junction of the mortality curves for infantile and early ages without a jolt. The official values of q for the infantile ages,

on which these have been based, are somewhat irregular, and the results could doubtless be improved by some preliminary adjustment of these values.

Age x	Values of Registrar General's Table		Reconstructed Values	
	q_x	$10^5 \Delta^3 q_x$	q_x	$10^5 \Delta^3 q_x$
5	·00712	— 11	·00708	+ 21
6	·00520	— 9	·00642	+ 17
7	·00384	— 5	·00549	+ 10
8	·00293	+ 6	·00450	+ 7
9	·00238	— 30	·00362	0
10	·00214	— 14	·00295	— 5
11	·00227	+ 8	·00256	— 10
12	·00247	+ 16	·00245	— 14
13	·00260	— 2	·00257	— 1
14	·00274	— 21	·00282	+ 12
15	·00305	— 9	·00306	— 7

The only other point to which I would refer is the treatment of the data at the very advanced ages. It is well known that there is a persistent tendency, which increases with age, amongst old persons to overstate their age; with the result that the deduced rates of mortality are very much understated. All national life tables reflect this feature in varying degrees; and, as it is uncertain to what extent individual tables are affected, comparisons between them are more or less vitiated. The effect of the osculatory method of construction is to introduce an error, which depends on the fifth difference of the values between which the interpolation is made, and the greater the irregularity of these data the greater is the error. It replaces the discontinuity error of the ordinary interpolation by a series of undulations, whose heights may in a sense be taken as a measure of the roughness of the original figures. At the very advanced ages the error is so considerable, that it is doubtful if much weight can be attached to any table which is based directly on the unadjusted facts.

Much attention has been devoted to this question of misstatement of age in the General Census Report for England and Wales for 1901 (pp. 52—62); and an interesting series of Tables, numbered 13 to 19, is added to bring into relation with the Census figures from 1851 to 1901, the records of births and deaths of the intervening half century.

The general results are embodied in Table 18 (General Census Report for 1901, p. 210), which shows, apart from the effect of migration, the calculated survivors at groups of ages of the persons enumerated at each census from 1851 to 1891, and of the children born in the intercensal periods, with the excess or deficiency of the enumerated as compared with the calculated numbers. From this Table "it appears that the enumerated figures for the age group 55—65 show a deficiency as compared with the calculated figures, for both sexes, at each of the five Censuses from 1861 to 1901; and further that, with one small exception, the enumerated figures at the age groups above 65 years show an excess at each of these Censuses. If, however, the figures be summed for the entire group 55 and upwards, and considered in relation to the numbers of the population, it will be found that the results of calculation and enumeration do not greatly differ." (General Census Report for 1901, p. 54.) An interesting table is also given showing the percentage excess of the enumerated over the calculated numbers, and the general inference is that "at every one of the Censuses under consideration the number of persons of each sex returned as over 55 years of age was approximately accurate. At some age between 55 and 65 years, however, there has always been a tendency to overstate the age — a tendency that grows as age advances, inasmuch that very little reliance can be placed on the returns for the extreme ages. During the last 50 years, this tendency to overstatement has decreased slowly and irregularly at the age group 65—75, but rapidly and continuously at the higher age groups 75—85, and 85 and upwards." (Ibid.)

This statement is of great importance in view of the fact that one of the uses of a national life table is to compare the vitality of the population at different age periods during successive periods of time. To quote the words of the Census Report: "In our opinion the figures leave no room to doubt that a very substantial improvement in regard to statement of the ages of old people has been made in the course of the last half century. But there in one aspect of this improvement which calls for more than passing notice, namely, its effect on comparative statistics of Mortality. There is a general impression, reasonably grounded on Census returns and on official Death rates and Life Tables, that as a consequence of recent changes in the general conditions of life, fewer people now live to old age, although more arrive at maturity and middle age, than in former years. . . . The ages of old people are probably still on the whole overstated, both in the Death registers and in the Census returns: but they were overstated to a much greater extent from 30 to 60 years ago. The calculated

death rates for the earlier years are therefore unduly low in comparison with those for later years, and Life Tables which have been based on these unduly low death rates inevitably exaggerate the chance of survival at the higher ages." (Ibid. pp. 55—6.)

A comparison of the various English Life Tables is vitiated because different methods have been employed in their construction, and Mr. *King* has clearly shown that in the English Life Table No. 3 the method of construction has tended to exaggerate the effect of the errors of the data. To institute a fair comparison, however, we not only want life tables which are constructed on a similar basis, but we must endeavour to eliminate the errors in the original figures; for there appears to be very strong evidence that the earlier Tables are more seriously affected than the later ones. In the discussion which followed the reading of Mr. *Kings* earlier paper, Mr. *G. F. Hardy* stated that the logarithms of the 1901 population figures "could be represented from age 25 to age 85, with a very small percentage of error, simply by a constant added to the sum of two geometrical series." This seems to suggest that the method of construction described above might be improved by a preliminary smoothing of the data, such as would be secured by fitting them to a suitable frequency curve of this kind. It ought to be possible by means of some such curve to redistribute the figures at the advanced ages, so as to minimise the errors which are known to be largely present there.

To those "who entertain the notion that by adhering to the actual figures, or the 'raw material' of the observations, we necessarily attain the highest possible degree of accuracy, and who look upon the process of adjustment as one of the fine arts, which imparts a pleasing regularity to our tables at the expense of truth", I cannot do better than quote *Makeham's* words: "It may be difficult to determine the best mode of making these alterations, but we cannot get rid of the difficulty by evading it; and I have no hesitation in saying that the very worst course that could possibly be adopted is to pin our faith upon the crude results of observation, just as accident may have chanced to present them to us, and hoodwink ourselves into the belief that in so doing we are following the path indicated by experience. Let us have the *facts* by all means, but unless we also possess the power to interpret their meaning — to evolve the hidden laws of which they are the rude exponents — we shall, I am afraid, turn them but to a very poor account." (On the Law of Mortality, J. I. A. XIII, 346.)

XII. — E.

Die Messung der Sterblichkeit in der Bevölkerung Österreichs.

Vorgelegt vom Sektionschef und Präsidenten der k. k. Stat. Zentr.-Kommission Dr. **Franz von Juraschek**, Wien.

I. Beschaffung und Bearbeitung des statistischen Materiales.

Bis zum Jahre 1894 erfolgte die Berichterstattung über die Mortalität durch die Matrikenführer in Form von Tabellen, deren Köpfe und Legenden vorgedruckt waren. Diese Tabellen gelangten vierteljährig an die zuständige politische Behörde I. Instanz, wo die weitere Zusammenfassung zu einer Bezirksübersicht vorgenommen wurde. Diese Übersichten gelangten unter Anschluß von Nachweisungen über die Todesursachen, welche von den Gemeinden geliefert wurden, an die Länderstellen, die das Materiale sodann der statistischen Zentral-Kommission zur weiteren Bearbeitung übermittelten.

Die Mangelhaftigkeit dieses Verfahrens ist einleuchtend, da die Matrikenführer nicht Erhebungsformulare auszufüllen hatten, sondern gleich mit der Abfassung von Konzentrationsformularen betraut waren. Dadurch war jede Kontrolle der Eintragungen von vornherein sehr erschwert und auch die Möglichkeit der statistischen Verwertung stark beschränkt.

Es wurde nämlich lediglich erhoben:

1. Die Kindersterblichkeit (bis zum 5. Lebensjahre): bis zum 1. Lebensjahre nach 6 Altersstufen, vom 2. Lebensjahre angefangen nach einzelnen Jahren;

2. die Sterblichkeit der über 5 Jahre Alten, fortgeführt für jedes Lebensjahr bis inklusive der Hundertjährigen und noch Älteren. Die Aufzeichnung geschah bei beiden Tabellen unter Berücksichtigung des Geschlechtes und des Sterbemonates, bei ersterer für die Kindersterblichkeit außerdem unter Berücksichtigung der Legitimität (bei beiden), aber *ohne* Gegenüberstellung der Geburtsjahre.

3. Die Todesursachen nach Geschlecht.

Mit dem Erlasse des Ministeriums des Innern vom 8. Februar 1895, Z. 18.632, wurde die Berichterstattung der Mortalität auf eine ganz neue, moderne Grundlage gestellt. Während vor dem Jahre 1895 die Hauptarbeit bei den Matrikenämtern sich vollzog und die statistische Zentral-Kommission die so gewonnenen Daten eigentlich bloß zu sammeln und zu publizieren hatte, wurde jetzt die statistische Bearbeitung zentralisiert und der statistischen Zentral-Kommission zugewiesen.

Statt der Lieferung von fertigen Tabellen hat der Matrikenführer für jeden Todesfall einen Auszug des Sterbepbuches in vorgedruckte Listen zu übertragen und einen Umschlagbogen zu verfertigen, in welchen alle vorgekommenen Sterbefälle nach Gemeinden gruppiert erscheinen. Diese Matrikenauszüge samt dem Umschlagbogen gelangen in Quartalsabschnitten an die politische Behörde I. Instanz, welche dieses Materiale einer Prüfung unterzieht und einen Bezirksumschlagbogen verfaßt, in welchem die Sterbefälle gemeindeweise und innerhalb dieser nach Matrikenstellen gegliedert eingetragen werden. Die Matrikenauszüge samt den zwei Umschlagbögen (Umschlagbogen für die Matrikenstelle und Bezirksumschlagbogen) gelangen sodann an die Landesstellen, welche diese Materialien zu den 4 Terminen (31. Mai, 31. August, 30. November, Ende Februar) an die statistische Zentral-Kommission einsenden. Die Liste zur Aufnahme der Matrikenauszüge enthält oben links den Namen und den Sitz (Ort und politischen Bezirk) der Matrikenstelle, rechts den Namen der Ortsgemeinde und des politischen Bezirkes, woselbst der Todesfall stattfand, in der Mitte die Angabe des Quartales und der Jahreszahl.

Der Kopf der Nachweisung hat 19 Spalten und zwar:

1. Laufende Nummer des Sterbefalles in der Nachweisung;
2. laufende Nummer des Sterbefalles im Sterbepbuche;
3. Tag }
4. Monat } des Todes;
5. Ortschaft, wo der Sterbefall erfolgt ist;
6. Geschlecht;
7. Familienstand;
8. bei Kindern unter 6 Jahren die Frage nach der Legitimität;
9. bei Verheirateten: Zeitpunkt des Abschlusses der durch den Tod gelösten Ehe (Tag und Jahr) — Ehedauer;
10. Berufszweig;
11. soziale Stellung in diesem Berufszweige (bei Kindern unter 15 Jahren wird der Berufszweig und die soziale Stellung des Vaters, beziehungsweise der unehelichen Mutter ausgewiesen);
12. Geburtstag und -jahr;

13. vollendetes Lebensjahr;
14. Geburtsgemeinde und politischer Bezirk;
15. Angabe, ob der Verstorbene an dem Sterbeorte ortsfremd war, d. h. daselbst nicht seinen ständigen Wohnsitz hatte;
16. Todesursache;
17. ob die Todesursache ärztlich beglaubigt ist oder nicht;
18. zugehörige Nummer des Mortalitätsschemas;
19. Anmerkung.

Die Fragepunkte 1–17 und 19 werden vom *Matrikenführer*, der Fragepunkt 18 jedoch von dem bei der politischen Behörde I. Instanz angestellten staatlichen Arzte (Bezirksarzt) ausgefüllt.

Das vom obersten Sanitätsrat ausgearbeitete Mortalitätsschema umfaßt 25 Todesursachen und zwar:

1. Angeborene Lebensschwäche infolge von Früh- oder Mißgeburt;
2. Tuberkulose der Lungen oder anderer Organe;
3. Lungenentzündung;
4. Diphtherie (Croup und Diphtheritis);
5. Keuchhusten;
6. Blattern;
7. Scharlach;
8. Masern;
9. Flecktyphus (Typhus exanthematicus oder petechialis);
10. Bauchtyphus (Typhus abdominalis, Ileotyphus);
11. Ruhr (Dysenteria);
12. Cholera asiatica;
13. Brechdurchfall der Kinder (Cholera infantum);
14. einheimischer Brechdurchfall (Enteritis acuta, Cholera nostras) im späteren Alter;
15. Kindbettfieber (Processus puerperalis);
16. Wundinfektionskrankheiten nach Beschäftigungen, wohin zu zählen sind: Erysipel, Phlegmone, Lymphangiitis, Pyämie, Septichämie, Tetanus;
17. andere Infektionskrankheiten, so speziell: Varicella, Influenza, Febris recurrens, Meningitis cerebrospinalis, Malariafieber, Syphilis;
18. übertragbare Tierkrankheiten — Zoonosen — und zwar: Wutkrankheit (Lyssa), Milzbrand, Rotzkrankheit, Trichinose u. a. m.;
19. Gehirnschlagfluß — Apoplexia cerebri;
20. organischer Herzfehler samt Krankheiten der Blutgefäße, als: atheromatöser Prozeß und Aneurysmen;
21. bösartige Neubildungen, als: Carcinoma, Sarkoma;
22. sonstige natürliche Todesursachen:

- 23. zufällige Beschädigungen, welche an sich den Tod herbeiführten ;
- 24. Selbstmord ;
- 25. Mord und Totschlag.

Die Bearbeitung des auf die angegebene Art in die statistische Zentral-Kommission gelangten Materiales umfaßt 5 Arbeitsstadien: 1. die Übernahme des Materiales. 2. Das Auszeichnen (Vorarbeiten für die Lochung der Zählkarten). 3. Das Lochen der Zählkarten. 4. Die Zählung durch die elektrische Zählmaschine. 5. Die Ausarbeitung der Resultate der Zählmaschine in der Rechnungsabteilung.

1. Die Übernahme des Materiales.

Hiefür besteht eine eigene Instruktion, in welcher bestimmt wird, wie das Materiale auf seine Vollständigkeit zu prüfen ist und wie die Listen in jene Ordnung zu bringen sind, die für die zwei weiteren Arbeitsstadien (Auszeichnung und Lochung) nötig ist. Die nach der Übernahme des Materiales resultierenden Daten bilden dann die vorläufigen Ergebnisse der Mortalität eines Jahres und werden in der von der statistischen Zentral-Kommission herausgegebenen statistischen Monatsschrift jeweils publiziert.

2. Die Auszeichnung.

Die hiefür bestehende Instruktion bestimmt, wie die für die Lochung notwendigen Bezeichnungen auf den Listen mit roter Tinte oder farbigen Stiften derart anzubringen sind, daß die Lochung möglichst rasch vonstatten gehe. Die Auszeichnung ist deshalb unbedingt nötig, weil die *unmittelbare* Übertragung einiger Momente in die Lochkarten unmöglich oder doch wenigstens sehr schwierig ist, so in allen Fällen, in denen die Bezeichnung, respektive die Zahl, welche zur Lochung gelangt, erst auf Grund besonderer Hilfsmittel (Schemata u. dgl.) festgestellt werden muß, wie z. B. die Ziffer der Ortsgrößenkategorie für den Sterbeort nach dem Ortschaftenverzeichnis, die Nummer der Berufsgruppe, in welche der Beruf des Verstorbenen nach dem feststehenden Schema einzureihen ist u. a. m.

3. Das Lochen der Zählkarten.

Für jeden einzelnen in den Matrikenauszügen verzeichneten Todesfall ist eine Lochkarte anzufertigen, auf welcher jene Momente durch Perforierung der analogen auf derselben aufgedruckten Zeichen festgehalten werden, welche im bezüglichen Falle zutreffen.

Zur Erklärung der auf der Lochkarte befindlichen Zeichen diene folgendes: die in der linken oberen Ecke fett gedruckte Zahl gibt an,

der wievielte Todesfall im betreffenden Bearbeitungsjahr mit dieser Karte festgestellt wurde. Die mit I bezeichneten Felder ermöglichen die Feststellung des Landes (17 Königreiche und Länder), die Felder II durch Kombination der betreffenden Ziffern die Bezeichnung der politischen Bezirke, von welchen jeder nach einem eigenen Schema seine besondere Nummer besitzt. Das Feld III enthält die Bezeichnung der Größenkategorien der Ortschaften (I = 500 Einwohner und weniger, II = 501 bis 2000, III = 2001 bis 5000, IV = 5001 bis 10.000, V = 10.001 bis 20.000 und VI = über 20.000 Einwohner); in Feld IV können die Konfessionen, in Feld V die Sterbemonate, in Feld VI das Geschlecht, in Feld VII bei Kindern unter 6 Jahren die Legitimität, in Feld VIII der Familienstand, in Feld IX bei Verheirateten die Ehedauer und in Feld X der Beruf des Verstorbenen dargestellt werden und zwar durch Perforierung der Karte an der Stelle, an der durch Buchstaben oder Ziffern das zutreffende Moment vorgezeichnet ist.

Für die Berufsgruppierung gilt das nachstehende Schema, dem zu entnehmen ist, daß z. B. für einen verstorbenen Bauern die Nummer 1, für einen Geistlichen die Nummer 35 u. s. f. zu lochen ist.

- 1 Bauern.
- 2 Sonstige selbständige Landwirte.
- 3 Beamte der Land- und Forstwirtschaft etc.
- 4 Landwirtschaftliches Gesinde etc.
- 5 Land- und forstwirtschaftliche Tagelöhner.
- 6 Selbständige Industrielle und Fabrikanten ohne nähere Angabe.
- 7 Angestellte industrieller Unternehmen ohne nähere Angabe.
- 8 Selbständige der Industrie der Steine und Erden.
- 9 Hilfsarbeiter der Industrie der Steine und Erden.
- 10 Selbständige der Metall- und Maschinenindustrie.
- 11 Hilfsarbeiter der Metall- und Maschinenindustrie.
- 12 Selbständige der Industrie der Holz- und Schnitzstoffe.
- 13 Hilfsarbeiter der Industrie der Holz- und Schnitzstoffe.
- 14 Selbständige im Baugewerbe.
- 15 Hilfsarbeiter im Baugewerbe.
- 16 Selbständige der Textilindustrie.
- 17 Hilfsarbeiter der Textilindustrie.
- 18 Selbständige der Industrie der Nahrungsmittel.
- 19 Hilfsarbeiter der Industrie der Nahrungsmittel.
- 20 Selbständige der Industrie der Getränke etc.
- 21 Hilfsarbeiter der Industrie der Getränke etc.
- 22 Selbständige der Bekleidungsindustrie.
- 23 Hilfsarbeiter der Bekleidungsindustrie.
- 24 Selbständige in anderen, vorwiegend gewerblichen Betrieben.

- 25 Hilfsarbeiter in anderen, vorwiegend gewerblichen Betrieben.
- 26 Arbeiter und sonstige im Bergbau u. Hüttenwesen Beschäftigte.
- 27 Fabriksarbeiter und industrielle Tagelöhner etc.
- 28 Selbständige im Handels- und Verkehrswesen.
- 29 Kaufmännisches Hilfspersonale und Verkehrsbeamte.
- 30 Arbeiter in Handelsbetrieben.
- 31 Arbeiter in Transportbetrieben.
- 32 Lohnarbeit wechselnder Art.
- 33 Dienstboten, ausschließlich des landwirtschaftlichen und gewerblichen Gesindes.
- 34 Aktives Militär, Gendarmerie, Finanzwache etc.
- 35 Geistliche, öffentliche Beamte, Lehrer etc.
- 36 Rentner und Hausbesitzer.
- 37 Ausgedingte.
- 38 Pensionisten.
- 39 Pfründner und Almosenempfänger.
- 40 Personen ohne Berufsangabe.

Das Feld XI dient zur Angabe des Geburtsjahres des Verstorbenen, wobei die 100er und 1000er Stelle des Kalenderjahres unbeachtet bleibt. Durch Kombination der 0, der Einer (rechts) und der Zehner (links) können alle Geburtsjahre der unter 100 Jahre alten Personen zweifellos angegeben werden. So wird im Berichtsjahr 1905 für den im 1. Lebensjahre (0jährigen) Verstorbenen die 0 links und die Ziffer 5 rechts = 1905, für den nach vollendetem 98. Lebensjahre im 99. Verstorbenen die 0 links und die Ziffer 7 rechts = 1807 u. s. f., für die nach vollendetem 99. Lebensjahre sowie für die in noch höherem Alter Verstorbenen die 0 links und die Ziffer 6 rechts = 1806 gelocht. Die 100-, 101-, 102- u. s. f. jährigen werden somit mit dem gleichen Geburtsjahre gelocht wie die 99jährigen, denn für die im 100. Lebensjahre oder in einem höheren Alter gestorbenen Personen würde eben nach der bestehenden Methode die Lochung in der gleichen Weise vorzunehmen sein, wie für die unter einem Lebensjahre, respektive in einem um 100 Jahre jüngeren Alter Gestorbenen. Die Lochung der beiden Fragezeichen erfolgt, wenn das Geburtsjahr nicht bekannt ist, ähnlich wie in den anderen Feldern das Fragezeichen im Falle des Fehlens einer entsprechenden Nachweisung gelocht wird.

Das Feld XII dient zur Angabe der Alterskategorie, wobei zu bemerken ist, daß das Zeichen jr „jünger als ein Monat“, die kursiv gedruckten Ziffern 1 bis 9 das Alter von 1 bis 9 Monaten bezeichnen, während die stehend gedruckten Ziffern das Alter in Jahren und zwar bis zu sechs Jahren für jedes Altersjahr, dann bis 15 Jahren in fünfjährigen, von da an in zehnjährigen Alterskategorien darstellen, so

daß die Ziffer 70 die Alterskategorie von 70 Jahren und darüber angibt.

Im Feld XIII dienen die Zeichen jr (jünger) und ae (älter) zur Bestimmung des Lebensjahres, da jedem Geburtsjahre zwei Altersjahre entsprechen können. Das Feld XIV ermöglicht, das Verhältnis des Geburtsortes zum Sterbeorte festzustellen, AG bezeichnet dementsprechend: „geboren in der Aufenthaltsgemeinde“, AB „geboren in einer anderen Gemeinde des gleichen politischen Bezirkes“, AL „geboren in einem anderen Bezirke des gleichen Landes“, JN „geboren in einem anderen Lande Österreichs“, A1 „geboren im Auslande“.

Die Lochung im Feld XV gibt darüber Aufschluß, ob der Gestorbene im Sterbeorte einheimisch (h) oder fremd (f) war. Im Felde XVI erscheinen die Nummern des oben angeführten Mortalitätsschemas (1 bis 25) zur entsprechenden Perforierung verzeichnet, während im Felde XVII ersichtlich gemacht wird, ob die angegebene Todesursache ärztlich beglaubigt (b) oder nicht beglaubigt (u) wurde. Im Feld XVIII endlich wird angezeichnet, ob der Gestorbene zu Hause (H) oder außerhalb des Hauses, etwa in Krankenanstalten, Irrenanstalten, Versorgungshäusern etc. (A) verschieden ist.

Die Perforierung der Lochkarten erfolgt mittels der sogenannten Lochmaschine, welche aus einem gußeisernen, lyraförmigen Gestelle besteht, auf dem eine Platte befestigt ist, welche genau nach der Bezeichnung der oben beschriebenen Lochkarte entsprechende Löcher in gleicher Zahl besitzt, neben welchen durch Gravierung das jedem Loche entsprechende Erhebungsmoment ersichtlich gemacht ist. Weiters befindet sich auf dem Gestelle ein Rahmen, der zur Aufnahme der Lochkarte bestimmt ist und ein leicht beweglicher Hebel mit Führungsstift und Stanze. Der mit dem Lochen Betraute hat nach Ablesung des bezüglichen Momentes in der ausgezeichneten Matrikenliste den Hebel so zu führen, daß der Führungsstift durch einen Druck in jenes Loch der Platte eintaucht, das jenes Moment auf der Platte darstellt.

Dadurch wird mittels der Stanze gleichzeitig in der im Rahmen befindlichen Zählkarte das aus der Matrikenliste abgelesene Moment perforiert. Die durchlochten Karten werden einer Revision unterzogen und sodann mit Hilfe der elektrischen Zählmaschine gezählt.

4. Die elektrische Zählmaschine

besteht in der Hauptsache aus einer Kontakt-, einer Relais- und einer Uhrenanlage; der Kontaktapparat ist beweglich und hat nebst den Kontaktstiften ein mit Federn versehenes, den Feldern der Lochkarte entsprechendes Nadelsystem. Unter dem Kontaktapparat ist eine Platte, welche mit dem Nadelsystem korrespondierende *Näpfchen* enthält,

die mit Quecksilber gefüllt sind und bei Eindringen der Nadeln die elektrische Verbindung mit der Relaisanlage herstellen. Durch einen Druck mittels des Hebels des Kontaktapparates dringen die Nadeln durch die Löcher der in den Rahmen der Platte eingefügten Lochkarte in die Näpfe und stellen dadurch einen elektrischen Strom her, der die Relaisanlage und die Uhren, die den perforierten Stellen der Lochkarte entsprechen, berührt. Die Zählmaschine besitzt im ganzen 99 Relais und 77 Uhren, welche es ermöglichen, eine größere Anzahl von Momenten gleichzeitig zu zählen sowie einen mit ihr in Verbindung stehenden Sortierkasten, welcher die Funktion hat, die Lochkarten für eine neuerliche Zählung zu sortieren.

Die von den Uhren abzulesenden Resultate werden nach Vollendung einer Materie sofort in Hilfsformularen eingetragen, welche hierauf der *Rechnungsabteilung* zugewiesen werden. Diese trägt die für die Publizierung nötigen absoluten Zahlen in bereits vorbereitete Tabellen ein.

5. Die Rechnungsarbeit.

Auf Grund dieses Urmateriales läßt sich mit Hilfe der elektrischen Zählmaschine die Bewegung der Bevölkerung in den vielseitigen Kombinationen darstellen. Mit Rücksicht auf die Kosten der Bearbeitung mußte aber eine beschränkende Auswahl getroffen werden, weshalb das Tabellenwerk betreffend die Bewegung der Bevölkerung im Jahre 1904 für die Sterblichkeit nur folgende Zusammenstellungen und zwar stets getrennt *nach dem Geschlechte* enthält:

A. Nach *Ländern*, politischen *Bezirken* und *Städten* mit eigenem Statute:

1. Die Zahl der gestorbenen *Kinder* kombiniert mit der *Legitimität* nach folgenden *Altersgruppen*:

- | | | |
|--|---------------------------------|--|
| a) unter einem Monat, | | |
| b) von 1 Monat | } bis zu noch nicht vollendeten | { 2 Monaten,
3 Monaten,
6 Monaten, |
| c) von 2 Monaten | | |
| d) von 3 Monaten | | |
| e) Summe von a) bis d) von der Geburt bis 6 Monaten, | | |
| f) von 6 Monaten | } bis zu noch nicht vollendeten | { 9 Monaten,
12 Monaten, |
| g) von 9 Monaten | | |
| h) Summe von f) und g), | | |
| i) Summe von e) und h), | | |
| k) von 1 Jahre | } bis zu noch nicht vollendeten | { 2 Jahren,
3 Jahren,
4 Jahren,
5 Jahren. |
| l) von 2 Jahren | | |
| m) von 3 Jahren | | |
| n) von 4 Jahren | | |

2. Die Gestorbenen 1. nach dem Alter und zwar in zwei Gruppen: *a)* für Kinder bis zum noch nicht vollendeten 5. Jahre in Kombination mit der Legitimität; *b)* für Personen im Alter von 5 Jahren und darüber, 2. nach dem Momente der *ärztlichen Beglaubigung* der Todesursache. In dieser Tabelle erscheint also einerseits eine zusammengefaßte Übersicht der in der vorhergehenden Tabelle detailliert angegebenen Daten und anderseits die Zahl der im Alter von über 5 Jahren Verstorbenen, endlich die Gesamtsumme der Verstorbenen.

3. Die Zahl der Gestorbenen nach *Monaten* in zwei Gruppen (Verstorbene im Alter bis zu 5 Jahren und solche über 5 Jahren).

4. Die Zahl der Gestorbenen nach den *Todesursachen* und zwar nach dem oben genannten Mortalitätsschema.

B. Nach *Ländern* allein und besonders für *Wien*:

5. Die Zahl der Gestorbenen nach den *Todesursachen* in Kombination mit den sub 1 angeführten *Altersgruppen* der Kinder, sowie mit den folgenden Altersklassen:

von 5 bis noch nicht vollendeten 6 Jahren						
„	6	„	„	„	10	„
„	10	„	„	„	15	„
„	15	„	„	„	20	„
„	20	„	„	„	30	„
„	30	„	„	„	40	„
„	40	„	„	„	50	„
„	50	„	„	„	60	„
„	60	„	„	„	70	„
„	70 Jahren und darüber.					

6. Die Zahl der Gestorbenen nach Todesursachen in Kombination mit dem *Berufe* nach den 40 Berufsgruppen des schon mitgeteilten Schemas.

7. Die Zahl der Gestorbenen nach Todesursachen in Kombination mit dem *Familienstande*.

8. Die Zahl der Gestorbenen nach dem *Religionsbekenntnisse*.

9. Die Gestorbenen nach Alters- und Geburtsjahren unter Berücksichtigung der erreichten *Altersgrenze*, bei den Verstorbenen im Alter von unter 5 Jahren auch in Kombination mit der Legitimität nach Ländern und für Wien abgesondert. Diese Tabelle enthält die Gestorbenen bis zum 98. Lebensjahre nach *Einzeljahren*. Die 99 Jahre alten und älteren Personen werden in einer Ziffer gegeben, sowie die Zahl der Gestorbenen der diesen Altersjahren entsprechenden Geburtsjahrgänge.

6. Andere Nachweisungen über die Sterblichkeit in Österreich.

Nebst den Berichten über die Mortalität eines jeden Jahres, welche auf Grund der Auszüge der Matrikenlisten von der Statistischen Zentral-Kommission bearbeitet und publiziert werden, kommen noch folgende die Sterblichkeit betreffende Nachweisungen in Betracht:

a) *Amtsärztliche Vormerkungen über die sanitätsstatistischen Nachweisungen.*

Diese werden von den bei den politischen Bezirksbehörden I. Instanz angestellten Ärzten verfaßt und dienen hauptsächlich als sanitäres *Grundbuch* des betreffenden politischen Bezirkes. Die Daten werden den Auszügen aus den Matrikenlisten noch vor Übersendung letzterer an die statistische Zentral-Kommission entnommen und umfassen nach Gemeinden und Gerichtsbezirken und nach Quartalen geordnet, aber ohne Unterscheidung des Geschlechtes das Alter der Verstorbenen, die Todesursachen und die Angabe über die ärztliche Beglaubigung. Die Verstorbenen werden dabei nach folgenden 8 Altersgruppen geordnet:

bis 1 Monat,
 „ 1 Jahr,
 „ 5 Jahre,
 von 5 bis 15 Jahren,
 „ 15 „ 30 „
 „ 30 „ 50 „
 „ 50 „ 70 „
 über 70 Jahre.

Die Todesursachen sind nach dem gleichen Schema wie das schon Besprochene in 25 Gruppen untergeteilt. Dabei werden manche Gruppen detaillierter dargestellt, so z. B. ist bei Gruppe 23 (Zufällige Beschädigungen, welche an sich den Tod herbeiführten) zu spezialisieren, ob der Tod durch Blitz, Hitze, Kälte, Elektrizität etc. verursacht wurde.

b) *Sanitätswochenberichte und Sanitäts-vierwöchentliche Berichte.*

Die Sammlung und Verarbeitung dieser Berichte liegt in den Händen der statistischen Zentral-Kommission, die Publikation erfolgt im „Österreichischen Sanitätswesen“, welches vom k. k. Ministerium des Innern herausgegeben wird. An der Verfassung der ersteren sind alle größeren Städte und Gemeinden (bis 15.000 Einwohner) beteiligt, während letztere über die Sterblichkeitsverhältnisse in den Städten und Gemeinden von 10.000 bis 15.000 und in den Städten mit eigenem Statut auch mit weniger als 10.000 Einwohnern berichten. Beide Berichte werden von den bezüglichen Gemeindeärzten verfaßt und enthalten neben dem Alter der Verstorbenen und den Todesursachen

(gruppiert wie in den „amtsärztlichen Vormerkungen“) und den Daten über die ärztliche Beglaubigung des Todesfalles noch die Zahl der unter den Verstorbenen befindlichen Ortsfremden, die Zahl der in Anstalten Gestorbenen sowie die Antwort auf die Frage, wie viele von den Verstorbenen in ihrer letzten Krankheit ärztlich behandelt wurden.

II. Die Verwertung des statistischen Materiales zur Messung der Sterblichkeit in Österreich.

In dem vorangehenden Abschnitt wurde dargetan, welcherlei Daten über die Sterblichkeit in Österreich erhoben werden und auf welche Art ihre Einsammlung und erste Bearbeitung erfolgt. Diese erste Bearbeitung ergibt eine Reihe von Tabellen, in denen die Zahl der Sterbefälle in gewissen zeitlichen und örtlichen Abschnitten (den größeren und kleineren Verwaltungsgebieten des Reiches) vielfach kombiniert mit den Erhebungsmomenten über die persönlichen Qualitäten der Gestorbenen zur Darstellung gelangt. Alle diese Tabellen geben nur absolute Zahlen; sie ordnen und gruppieren die Masse der Todesfälle jedes Jahres nach den verschiedensten Gesichtspunkten, aber sie bieten nur erst die Handhabe zur Messung der Sterblichkeit, denn Messen heißt hier eine Masse vergleichen mit einer anderen, um zu sehen, in welchem Maße die eine größer oder kleiner ist als die andere. Für die *Sterblichkeitsmessung* ist es somit nötig, eine zahlenmäßige Beziehung der Sterbefälle im ganzen sowie in gewissen Gruppen mit gleichartigen oder anderen Massen herzustellen. Es geschieht dies durch Berechnung von Relativzahlen und Fixierung von *Sterblichkeitsziffern*. Je nach den in Beziehung gesetzten Massen unterscheidet man hiebei *allgemeine und besondere Sterblichkeitsziffern* sowie weiterhin Absterbeordnungen. (Hiezu vgl. den III. Abschnitt.)

Die *allgemeine Sterblichkeitsziffer* zeigt ohne jede weitere Unterscheidung, mit welcher Intensität der Tod in einer bestimmten Bevölkerung herrscht. Sie gibt das Maß an für die jährliche Belastung der Bevölkerung mit Todesfällen. Sie wird am zweckmäßigsten in der Art berechnet, daß angegeben wird, wie viele Todesfälle in einem Jahre auf 1000 gleichzeitig Lebende entfallen. Dies ist auch die Art, wie die allgemeine Sterbeziffer für Österreich und seine verschiedenen territorialen Verwaltungsgebiete berechnet wird. Es mag hiezu nur bemerkt werden, daß hiebei wegen der Schwierigkeiten, welche sich der Berechnung der Bevölkerung im territorialen Detail bei Zugrundelegung des Jahresmittels entgegenstellen, die Sterbefälle zu der für das Ende des Vorjahres berechneten Bevölkerung in Beziehung gesetzt werden.

Die *besonderen* Sterblichkeitsziffern zeigen das Walten des Todes in bestimmten Bevölkerungsgruppen und nach einzelnen Gesichtspunkten, so die Sterblichkeit jedes Geschlechtes, der einzelnen Altersjahre und der einzelnen Berufe, die Sterblichkeit nach Todesursachen u. s. f. Es scheint hier nicht der Ort zu sein, aufzuweisen, welche besonderen Sterblichkeitsziffern zu berechnen möglich, notwendig und zweckmäßig sind oder in welcher Art ihre Berechnung zu erfolgen hat: es mag genügen, anzugeben, welche Sterblichkeitsziffern respektive Sterblichkeitsmessungen von der „Österreichischen Statistik“ aufgestellt werden.

Dabei ist darauf hinzuweisen, daß alle diese Berechnungen auf den im I. Abschnitte genannten tabellarischen Zusammenstellungen fußen und deren möglichste Ausnützung bezwecken. Sie werden im analytischen Teil der Statistik der Bewegung der Bevölkerung, der dem vorhin erläuterten Tabellenteil vorangeht, jährlich veröffentlicht, jedoch nicht im gleichen Umfange, da gewisse Verhältnisse sich von Jahr zu Jahr nur wenig ändern, und es genügt, wenn sie in längeren Perioden zur Darstellung gelangen.

Abgesehen von der oben erwähnten Feststellung der allgemeinen Sterblichkeit werden aber insbesondere in Österreich unter Berücksichtigung des Geschlechtes und der Territorien gemessen:

1. Das Verhältnis der Gestorbenen im Alter von 5 Jahren und darunter, sowie der Gestorbenen im Alter über 5 Jahren zu den gleichalterigen Verstorbenen des Vorjahres.

2. Das Verhältnis der im Alter bis zu 1 Monate, über 1 Monat bis 1 Jahr, über 1 Jahr bis 2 Jahren, über 2 Jahre bis 5 Jahren Gestorbenen zur Gesamtzahl der bis zum 5. Lebensjahre verstorbenen Kinder und zwar mit Unterscheidung der Legitimität.

3. Die Sterblichkeit nach Geburtsjahrgängen und Lebensjahren im allgemeinen sowie mit Berücksichtigung der Legitimität bis zum vollendeten 5. Lebensjahre.

4. Das Verhältnis, in welchem die beiden Geschlechter unter den im Alter von 0 bis 5 Jahren verstorbenen Kindern vertreten sind und zwar unter Berücksichtigung der Legitimität.

5. Die Verteilung der Sterbefälle nach Monaten sowohl für die gesamte als insbesondere für die Kindersterblichkeit.

6. Das Tagesmittel der Sterblichkeit bei Kindern bis 5 Jahren und bei Personen über 5 Jahren.

7. Das Verhältnis der einzelnen Todesursachen zu den Verstorbenen überhaupt.

8. Das Verhältnis der infolge jeder einzelnen Todesursache Gestorbenen zu den am Ende des Vorjahres ortsanwesenden Personen.

9. Die Altersverteilung der Gestorbenen im allgemeinen und kombiniert mit den Todesursachen.

10. Die Verteilung der infolge jeder einzelnen Todesursache Verstorbenen nach ihrem Berufe.

11. Die Verteilung der infolge jeder einzelnen Todesursache verstorbenen Kinder bis zu 5 Jahren nach Legitimität.

12. Die Verteilung der infolge jeder einzelnen Todesursache verstorbenen Kinder bis zu 5 Jahren nach Legitimität und nach dem Berufe ihrer Väter, beziehungsweise unehelichen Mütter.

13. Die Verteilung der einzelnen Todesursachen auf die Verstorbenen nach Familienstandskategorien.

14. Die Verteilung der infolge jeder der einzelnen Todesursachen Gestorbenen nach Größenkategorien der Orte.

15. Das Verhältnis der Verstorbenen bis zu 5 Jahren ohne Bindung auf ein für alle Geburtsjahrgänge gleichmäßig bestimmtes Sterbejahr, aber mit Fixierung des erreichten Lebensjahres.

Die Legenden und Köpfe der in den vorstehenden Punkten 1—15 besprochenen Tabellen über Messungen der Todesfälle erscheinen in der Beilage.

III. Die Sterblichkeitstafeln Österreichs auf Grund der Volkszählung vom 31. Dezember 1900.

Einen gewissen Einblick in die Regelmäßigkeiten des Absterbens der Menschen nach dem Alter bieten bereits die einschlägigen Messungen, die in dem vorangehenden Abschnitt erörtert wurden. Sie können aber allerdings die weitergehende, durch wissenschaftliche und praktische Interessen diktierte Forderung nicht befriedigen, die dahin geht, zu erkennen und statistisch festzustellen, wie eine Grundmasse von Geborenen, also eine Generation, im Laufe der Zeit bis zur völligen Erschöpfung abstirbt. Dies sollen die sogenannten Absterbeordnungen (Mortalitätstafeln) vermitteln. In ihren einfachsten Grundbestandteilen machen diese eben das nach Altersabstufungen sich ergebende allmähliche Absterben einer Grundmasse Geborener ersichtlich.

Die Herstellung solcher eigentlicher Absterbeordnungen (Mortalitätstafeln) wurde nun für Österreich bisher unterlassen, weil einerseits eine solche in Österreich um etwas besseres als einen bloß rechnerischen Durchschnitt darzustellen nicht für den ganzen Staat, sondern für die eine und die andere Ländergruppe angefertigt werden müßte und weil anderseits ganz allgemein, insbesondere aber für diese Forderung, die genaue Feststellung der Bestandmassen, aus denen die Verstorbenen hervorgehen, ungewöhnlich großen Schwierigkeiten begegnet. So er-

gaben sich neben anderen hinsichtlich der Zahl der Kinder im 1. Lebensjahre große Unstimmigkeiten zwischen den Zählungsergebnissen und den Ergebnissen der Bevölkerungsbewegung, was allerdings bekanntlich auch in anderen Staaten der Fall ist, in Österreich aber ländersweise gar zu ungleich stark hervortritt und daher nicht unberücksichtigt bleiben könnte. So ist die bekannte Überbesetzung der mit 0 endenden Altersjahre nicht nur allgemein, sondern ganz besonders in einzelnen Ländern unnatürlich groß. So ist endlich die Auswanderungsstatistik bisher nicht genügend ausgebaut und fehlt es vollständig an einer Rückwanderungs- und Binnenwanderungsstatistik. Dieses Moment darf aber um so weniger außer Acht gelassen werden, als die überseeische Aus- und Rückwanderung einen stoßweise rasch wachsenden Charakter besitzt, der jeder Berechnung spottet.

Die zur Ausgleichung dieser auch anderwärts, obschon nicht mit der gleichen Intensität auftretenden Fehler bisher vorgeschlagenen Methoden schienen aber unter den gegebenen Umständen nicht ausreichend, um ein brauchbares Resultat zu garantieren und so wurde, wie gesagt, bisher die Herstellung von Mortalitätstafeln unterlassen. Dagegen wurden nach der Zählung von 1880 auf Grund der Ergebnisse dieser Zählung und jener von 1869 gewisse Sterblichkeitsziffern (auch Absterbeordnungen) berechnet¹⁾ und speziell auf Grund der Volkszählung vom 31. Dezember 1900 auch sogenannte Sterblichkeitstafeln aufgestellt, die im LXV. Bande, Heft 5 der Österreichischen Statistik als „Anhang“ veröffentlicht wurden und einer besonderen Erörterung würdig sind. Diese Tafeln geben die auf Grund der Zählung und der Erhebung der Sterbefälle in den nächst vorangehenden, respektive folgenden Jahren berechneten *Bestandmassen der Lebenden jedes Altersjahres* und der in jedem Altersjahre *verstorbenen Gleichalterigen an*, woraus für jedes der 99 Altersjahre die Lebens- und Sterbewahrscheinlichkeit für das nächste Altersjahr (d. h. die Wahrscheinlichkeit das nächste Lebensjahr zu erreichen, respektive im nächsten Lebensjahre zu sterben) berechnet wird. Eine Verdichtung dieser Daten zur Herstellung einer Absterbeordnung (eigentlich Mortalitätstafel) wird nicht versucht.

Zur Erläuterung sind im analytischen Teile der genannten Publikation den Tafeln die folgenden Bemerkungen beigelegt:²⁾

„Die Berechnung der Bestandmassen der Lebenden und der Zahl der verstorbenen Gleichalterigen erfolgt nach zwei verschiedenen Methoden. Beiden ist gemeinsam, daß sie auf den Angaben über die

¹⁾ Vgl. Österreichische Statistik, Band V, Heft 3.

²⁾ Vgl. Österreichische Statistik, Band LXV, Heft 5, Seite 155 ff.

Altersgliederung der bei der letzten Volkszählung als lebend in den einzelnen Altersjahren ermittelten Personen beruhen. Verschieden ist die Berechnungsart der gleichalterigen Verstorbenen.

Die nach der ersten Methode hergestellte Tabelle enthält zwei Kategorien von Werten:

1. Die Zahl der bei der letzten Volkszählung ermittelten Lebenden nach Geburtsjahrgängen,

2. die Zahl der Verstorbenen zweier angrenzender Jahre, wobei diese Verstorbenen stets die gleiche Altersgrenze erreicht haben.

Es wurden im ganzen 5 Gruppen solcher anrechenbarer Sterbejahre (1900/1899, 1899/1898, 1898/1897, 1897/1896, 1896/1895) gebildet, wodurch 5 verschiedene Bestandmassen von Personen gegeben erscheinen, welche 5 verschiedenen Geburtsjahrgängen angehören und doch die gleiche Altersgrenze erreicht haben.

Z. B. Es treten in das 10. Lebensjahr ein:

Geburtsjahrgang	1890	Sterbejahr	1899	und	1900	269.824
..	1889	..	1898	..	1899	269.453
..	1888	..	1897	..	1898	271.927
..	1887	..	1896	..	1897	270.675
..	1886	..	1895	..	1896	266.514

Auf diese Art wurde es erreicht, Bestandmassen von Lebenden zu bilden, welche einer durch die erreichte Altersgrenze näher bestimmten Anzahl von Verstorbenen entsprechen.

In einer weiteren Tabelle sind diese Bestandmassen der Lebenden nach vollendeten Altersjahren sowie die Summe dieser Bestandmassen einerseits und die erwähnten, diesen Bestandmassen entsprechenden Verstorbenen andererseits sowie deren Summe zusammengestellt. Durch die Division dieser Summenwerte erhält man die Ziffer der Wahrscheinlichkeit, im nächsten Jahre zu sterben, nach einem 5 jährigen Durchschnitte.

Die nach der anderen Methode hergestellte Tabelle verzichtet auf die Berechnung eines so weit gehenden Durchschnittes. Sie begnügt sich vielmehr, die Masse der in den Jahren 1900 und 1901 Verstorbenen nach Geburts- und Altersjahrgängen aufzulösen, wodurch durch Addition der bei der Volkszählung als lebend Ermittelten und im Jahre 1900 Gestorbenen die Bestandmassen für die Verstorbenen der beiden Jahre 1900 und 1901 gebildet erscheinen. Die Berechnung der Sterbenswahrscheinlichkeit geschieht weiters in der bereits angegebenen Weise.

Sämtliche Berechnungen erfolgen somit durch Inbeziehungsetzung der Gestorbenen und der Lebenden¹⁾ und unterscheiden sich, um dies nochmals zu betonen, lediglich darin, daß die erste Ermittlungsmethode die Mortalität nach einem mehrjährigen Durchschnitte vor der Volkszählung, die zweite Methode sie jedoch auf Grund der anrechenbaren Sterbefälle im Jahre 1900 und 1901 berechnet.

Untersucht man den inneren Gehalt der beiden Methoden, so erscheint es wohl fraglos, daß man der an zweiter Stelle vorgeführten Methode den Vorzug geben muß. Und zwar sprechen hiefür folgende Erwägungen:

1. Geht man auf die Daten der Bewegung der Bevölkerung zurück, so zeigt sich bald, daß es weder der Gegenwart wie noch weniger der wahrscheinlichen Zukunft entspricht, einen Durchschnitt der Sterblichkeitsraten nach einer 5jährigen Periode vor der Volkszählung zu berechnen, wie nachstehende Daten bezeugen:

Berechnete Bevölkerung Mitte der Jahre	Zahl der Sterbefälle
1895	24,731.121
1896	24,961.694
1897	25,212.994
1898	25,462.769
1899	25,714.019
1900	25,975.976
1901	26,291.190

Auf 1000 Personen entfallen somit Sterbefälle:

1895	27.61
1896	26.32
1897	25.62
1898	24.94
1899	25.60
1900	25.36
1901	24.01

Noch stärker sind die differenten Erscheinungen innerhalb der Sterblichkeit selbst, wenn auf die Altersgliederung, d. h. Kindersterblichkeit (bis mit 5 Jahren) und übrige Sterblichkeit, eingegangen wird.

Es starben	1895	1896	1897	1898	1899	1900	1901
Kinder bis mit 5 Jahren	333.692	316.585	308.091	299.890	302.815	305.846	280.967
Personen über 5 Jahre	349.207	340.426	337.928	335.225	355.454	352.834	350.410
Summe	682.899	657.011	646.019	635.115	658.269	658.680	631.377

¹⁾ Georg v. Mayr, Statistik und Gesellschaftslehre, 1. Band.

Die Kindersterblichkeit hat somit vom Jahre 1895 auf 1901 um 52.725 Personen, d. i. um 15·80 Prozent. abgenommen, während die Sterblichkeit der Personen im höheren Alter eine absolute Zunahme um 1203 Personen, d. i. um 0·34 Prozent, erfahren hat.

Speziell die Abnahme der Kindersterblichkeit ist demnach so außerordentlich, daß ein 5-jähriger Durchschnitt solcher Daten zwar an sich recht interessant sein kann, als Grundlage einer Berechnung der gegenwärtigen Sterblichkeitsziffer aber wohl zu abweichenden Ergebnissen führen muß.

2. Der Einfluß der Wanderbewegung.

Es ist bekannt, daß Österreich ein Auswanderungsstaat ist, und ebenso geht es aus den theoretischen Voruntersuchungen hervor, daß die in den Jahren vor der Volkszählung Auswandernden die Bestandsmassen der Lebenden minnendo beeinflussen, woraus sich weiters ergibt, daß die für Auswanderer hauptsächlich in Betracht kommenden Altersjahre (ab 24 Jahre bis 40) ungerechtfertigterweise eine sehr hohe Sterblichkeit aufweisen.

3. Der Einfluß der auf 0 endenden Geburts-, beziehungsweise Altersjahre.

Es ist eine in allen Staaten mehr oder weniger beobachtete Tatsache, daß bei einer Volkszählung die mit 0 endenden Jahre eine übermäßig hohe Besetzung der (in diesen Jahren) Gebürtigen aufweisen; ähnliches zeigt sich bei den Ausgaben über die Bewegung der Bevölkerung in den Sterbelisten darin, daß auch hier häufig, wenn auch nicht im gleichen Verhältnisse wie bei der Volkszählung, runde Geburtsjahre, beziehungsweise direkte Altersangaben in runden Zahlen (z. B. 70 Jahre alt) verzeichnet erscheinen.

Es bedarf wohl keines weiteren Beweises, daß bei einer Methode, welche im ganzen 7 Jahre der Bewegung der Bevölkerung berücksichtigt, speziell die letzteren Fehler vermehrt werden.

Im Gegensatze zu den unter den Punkten 1 bis 3 aufgezählten Schwächen der ersten Methode läßt sich hinsichtlich der zweiten Methode bedeutend Günstigeres aussagen. Die Variation der Sterblichkeitsgröße ist dadurch, daß nur zwei sich aneinander reihende Jahre (die zudem die gleiche Tendenz aufweisen) in Untersuchung gezogen worden sind, möglichst eingeschränkt und das Gleiche läßt sich hinsichtlich der auf 0 endenden Jahre sagen, da hier nur 2 Jahre der Bewegung der Bevölkerung vorkommen. Diese Fehler sind somit hier auf 2, bei der ersten Methode auf 7 Jahre ausgedehnt. Die Wanderung gewinnt schon dadurch, daß die beobachteten Jahre der Sterblichkeit unmittelbar nach der Volkszählung liegen, eine ganz andere Bedeutung. Hierüber fällt es schwer, Besseres vorzubringen, als im XL. Jahrgange

der Zeitschrift des königlich sächsischen statistischen Bureaus vorgebracht wird. Dasselbst heißt es: „In Anbetracht der den Rechnungen zugrunde liegenden Methode kommt nur die Wanderung in Rechnung, welche im Zählungsjahre und in dem darauffolgenden Jahre stattgefunden hat.

Denkt man zunächst an die Eingewanderten, die nahezu gleichförmig auf die beiden Jahre verteilt angenommen werden können, so ist zu unterscheiden, ob sie vor oder nach dem Zählungstage zur Bevölkerung hinzugetreten sind. Die vor dem Zählungstage Eingewanderten sind mitgezählt worden, ihre Familien haben aber einen Teil ihrer Verstorbenen auswärts gelassen, welcher in den Standesamtsregistern fehlt, nach dem Zählungstage sind jedoch deren Verstorbene richtig und voll in Rechnung gekommen.

Die nach dem Zählungstage Eingewanderten fehlen bei der Volkszählung, dagegen ist ein Teil ihrer Verstorbenen registriert worden. Bezüglich der Ausgewanderten liegen die Verhältnisse umgekehrt; die vor dem Zählungstage Ausgewanderten sind nicht mitgezählt worden, sie haben einen Teil ihrer Verstorbenen hier zurückgelassen, die nachher Ausgewanderten sind gezählt und nur ein Teil ihrer Verstorbenen ist hier registriert worden.

Man erkennt hieraus, daß einzelne Teile der durch die Wanderung hervorgebrachten Störungen sich gegenseitig aufheben; wäre die Auswanderung und Einwanderung gleich stark und wären die Personen beider Gruppen in gleicher Weise auf die verschiedenen Geburtsjahre verteilt, so würde die Wanderung ohne jeden Einfluß auf die Rechnungsergebnisse sein.

Überwiegt aber die Auswanderung die Einwanderung oder umgekehrt, so würde sich allerdings ein Einfluß auf die Werte unserer Sterblichkeitswahrscheinlichkeiten geltend machen; es fehlt aber nun leider jegliches Beobachtungsmaterial, die Größe dieses Einflusses festzustellen und dürfte es wohl auch als ausgeschlossen anzusehen sein, das erforderliche Material behufs Fortsetzung ähnlicher Studien später zu gewinnen.“

Nach dieser so verschiedenen Bewertung der beiden vorgebrachten Methoden muß hier im Vorhinein der Frage begegnet werden, aus welchen Gründen die erstere Methode, die ja selbst hier schon einer so weitgehenden Kritik unterzogen worden ist, überhaupt angewendet wurde. Die Frage beantwortet sich in doppelter Hinsicht. Vorerst aus der allgemeinen Erwägung, daß ja nach Konzeption der theoretischen Grundlage über die Ergebnisse selbst noch nichts ausgesagt werden konnte und es doch lehrreich schien, die Ergebnisse beider Methoden miteinander vergleichen zu können. Sodann aber, weil es von größtem

Interesse schien, eben bei der großen Verschiedenheit im zeitlichen Verlauf unserer Sterbefälle auch eine retrospektive Methode anzuwenden, um hieraus Vergleichsschlüsse ziehen zu können. Der wesentlichste Grund liegt aber in der gewiß gerechtfertigten Erwägung, daß in einem Territorium, welches eine derartige Varietät der Sterblichkeit nach Altersjahrgängen aufweist, ein größerer Zeitraum für eine Durchschnittsberechnung der Sterblichkeitsziffer nötig erschien.

Dieser Vorzug der ersten Methode, Zufallsergebnissen möglichst auszuweichen, muß auch aufrecht erhalten bleiben, sowie es unbedingt ein, wenn auch nicht erheblicher Nachteil der zweiten Methode ist. Zufallsergebnisse in der Sterblichkeitsrate einzelner Altersjahrgänge nicht vermeiden zu können. Es muß weiters darauf hingewiesen werden, daß während der Bearbeitung der Ergebnisse der ersten Methode noch die Absicht vorherrschte, auf Grund der Berechnung der Sterblichkeitsziffern *eine Absterbeordnung zu erstellen*. Hievon wurde nun abgegangen, und zwar in der Erwägung, daß beide Methoden zu Endergebnissen führten, welche es angezeigt erscheinen ließen, *von einer solchen Berechnung vorläufig abzusehen*. Die Gründe dafür, weshalb diese Ergebnisse für weitere Berechnungen nicht geeignet erschienen, lassen sich in folgendes kurz zusammenfassen. In erster Linie war hiefür die bereits erwähnte Überbesetzung der mit 0 endenden Geburts- und Altersjahre maßgebend, z. B.

Volkszählungsdaten:

		Männlich
Geboren im Jahre	1841	77.840
" " "	1840	106.316
" " "	1831	39.870
" " "	1830	57.784
		Weiblich
Geboren im Jahre	1841	82.149
" " "	1840	135.011
" " "	1831	44.769
" " "	1830	74.623

Bewegung der Bevölkerung:

Gestorben in den Jahren 1900 und 1901.

	Männlich
Aus dem Geburtsjahr 1831	2.924
" " " 1830	3.951

Weiblich

Aus dem Geburtsjahr 1831	3.235
„ „ „ 1830	4.978

Um auf Grund solcher Daten eine (doch immer von einer ideellen Bevölkerung ausgehende) brauchbare Absterbeordnung erstellen zu können, wäre ein Ausgleich dieser Ziffern nötig gewesen. Dieser Ausgleich hätte natürlich mathematisch unbedingt erfolgen können. Es fragt sich jedoch, ob ein so weitgehender Ausgleich auch statistisch erlaubt ist. Denn darüber kann kein Zweifel bestehen, daß jeder derartige Ausgleich, auch wenn er mathematisch noch so fein eronnen und durchgeführt wird, den Lebensvorgängen Gewalt antun muß. Ist dies nun auch ein Moment, das mehr oder weniger jedem Ausgleich anhaftet, so ist doch zu erwägen, daß es im vorliegenden Falle gar keine Anhaltspunkte gibt, welche einem solchen Ausgleich zur Grundlage dienen können. Es fehlt eben hier jedes Vergleichsmoment, schon deshalb, weil die Wanderung in den früheren Jahren unbekannt und auch nicht nachträglich berechenbar ist, so daß die Geburtsrate jedes Altersjahrganges (der Volkszählung) schwankend erscheinen muß. Man vergegenwärtige sich weiters, zu welchen differenten Ergebnissen einer Absterbeordnung man gelangt, wenn eine solche nach der einen oder anderen Methode berechnet würde. Jene der ersten Methode wäre — abgesehen von allem übrigen — schon gegenwärtig wegen der Veränderung in der Sterblichkeit (besonders Kindersterblichkeit) gänzlich unzeitgemäß, während eine solche nach der zweiten Methode, woselbst doch nur zwei Sterbejahre in Kalkül gezogen sind, bei der erwähnten Unverlässlichkeit der zugrunde liegenden Daten Zufallswerten doch offen stünde. Diese Erwägungen führen schließlich dazu, das *Hauptgewicht nicht auf die Herstellung einer Absterbeordnung* zu legen, sondern sich darauf zu beschränken, schon jetzt eine Vergleichsmöglichkeit der Sterblichkeitsziffern der einzelnen Altersjahrgänge zu liefern, sowie für die Zukunft eine Vergleichsbasis zu schaffen. Auch wäre zu erwägen, ob ein solcher Vergleich, wenn er auf eine Reihe von Sterbetafeln ausgedehnt werden kann, die auf Grund mehrerer nachfolgender Volkszählungen aufgebaut sind, nicht ebenso wichtige Erkenntnisse über die Sterblichkeit einer Bevölkerung vermittelt, als es eine unvollkommene Absterbeordnung vermag.“

IV. Bemerkungen über die Intervalle zwischen den Volkszählungen in Österreich.

Vom theoretischen wissenschaftlichen Standpunkte aus erscheint zunächst hinsichtlich der *Zählungsperiode* die möglichst häufige Wieder-

holung der Volkszählung erwünscht. Vom praktischen Standpunkte dagegen ist wegen der Mühen und Kosten der Zählung eine Verlängerung der Zählungsperioden angezeigt.

Der Umstand, daß bei häufiger Wiederholung der Zählungen die Sorgfalt und insbesondere die Reichhaltigkeit der Ermittlungen nicht Platz greifen würde wie bei einer selteneren Vornahme des Zählungsgeschäftes, versöhnt aber schließlich auch die wissenschaftlichen Interessen mit längeren Zeitperioden.

Nach Ansicht *Georg v. Mayr* sind die in verschiedenen Großstaaten üblichen zenzähligen Perioden zu lang. *Mayr* hält die fünfjährigen Perioden, wie sie in Deutschland eingeführt sind, für den richtigen Mittelweg. Für Österreich ist diesfalls vorerst das Gesetz vom 29. März 1869, R. G. Bl. Nr. 67, welches die Grundzüge der Volkszählung und die wichtigsten Normen der Ausführung feststellt, maßgebend. Hier ist aber die 10jährige Zählperiode festgelegt, indem es den 31. Dezember jedes mit 0 endenden Jahres als Stichtag der Zählung bestimmt.

Für die Beibehaltung der 10jährigen Zählperiode sprechen in Österreich auch eine Reihe sachlicher Gründe. Hier sind mit der Volkszählung anders als in Deutschland stets eine Berufszählung, eine Nationalitätenzählung, eine Zählung der Konfessionen u. s. w. verbunden. Eine solche große Zählung verursacht einen großen Aufwand von Arbeitsleistung seitens der gezählten Bevölkerung, aber auch seitens der Gemeindeorgane und der politischen Behörden, der, da er eine beträchtliche Erschwerung der Verwaltungstätigkeit darstellt, nicht allzu oft gefordert werden darf. Mit der gesteigerten Zahl der Erhebungsdaten und der großen Masse der gezählten ist weiterhin ein Kostenaufwand verbunden, der dem Staat und den Gemeinden umso weniger häufig auferlegt werden kann, als viele der durch die Zählung festgestellten Verhältnisse, wie die Verteilung der Konfessionen, der Nationalitäten und der Berufe, selbst der Altersaufbau sich in kurzen Zeiträumen wenig ändern. Auch im deutschen Reiche werden daher einige dieser Momente nicht jedes fünfte Jahr erhoben. Die Aufarbeitung des durch die zahlreichen Zählmomente außerordentlich vermehrten Materiales bewirkt, wenn sie ein entsprechend reichhaltiges Ergebnis durch mannigfaltige Kombinationen der Erhebungsmomente zutage fördern soll, gleichfalls einen enormen Zeit- und Kostenaufwand, der vielleicht nicht gerechtfertigt werden kann, wenn voraussichtlich nur das bereits einmal Konstatierte wieder bestätigt wird. Auch das eine darf nicht übersehen werden, daß durch die Nationalitätenzählung eine gewisse Erregung ins Volk getragen wird, die nicht allzu häufig hervorgerufen werden soll.

Es könnte sich also höchstens darum handeln, zwischen den großen in 10 jährigen Perioden vorzunehmenden Zählungen sogenannte kleine Zählungen einzuschieben. Da fragt es sich aber, ob die wenigen Erhebungsmomente es rechtfertigen, daß doch der ganze Apparat der großen Zählung in Bewegung gesetzt wird. Es ist dabei noch in Erwägung zu ziehen, daß die fortlaufenden statistischen Erhebungen (die Aufschreibungen) vielfach so gutes und reiches Material liefern (so die Statistik der Bevölkerungsbewegung), daß dadurch das Bedürfnis nach häufigen Stichtagzählungen reduziert wird. Häufig wiederholte Volkszählungen lähmen weiterhin die Kraft und Neigung des Staates und der Bevölkerung, andere Erhebungen, wie: Betriebszählungen, Grundbesitzzählungen, Schulkonskriptionen u. s. f., vorzunehmen.

Nebenher mag noch erwähnt werden, daß nach den Ergebnissen der Volkszählungen gewisse Verhältnisse, Rechte und Verpflichtungen festgestellt werden, die allzu oft zu ändern nicht erwünscht sein kann, so z. B. die Fixierung der Rekrutenkontingente Österreichs und Ungarus. Hieher gehören noch die Bestimmungen über die Aktivitätszulagen der Staatsbeamten, gewisse Bestimmungen in verschiedenen Steuergesetzen, im Preßgesetze u. s. w., welche die Höhe der Bezüge, den Steuersatz u. s. w. an die Größe der Einwohnerzahl knüpfen, die der Ort des Amtssitzes, der Ort, in dem das Steuerobjekt liegt u. s. f. nach der letzten Zählung ausgewiesen hat.

Beilage.

Zu Punkt 1.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Kinder bis zu 5 Jahren		Personen über 5 Jahre	
	im Vergleiche gegen das Vorjahr sind im Berichtsjahre mehr (+) oder weniger (—) gestorben			
	in absoluten Zahlen	in Prozenten	in absoluten Zahlen	in Prozenten

Zu Punkt 2.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Von je 1000 bis zum 5. Lebensjahre verstorbenen ehelichen, bezw. unehelichen Kindern haben ein Alter erreicht							
	bis zu 1 Monat		über 1 Monat bis mit 1 Jahr		über 1 Jahr bis mit 2 Jahren		über 2 Jahre bis mit 5 Jahren	
	ehe- liche	unehe- liche	ehe- liche	unehe- liche	ehe- liche	unehe- liche	ehe- liche	unehe- liche

(Beispielsweise für das Berichtsjahr 1900.)

Zu Punkt 3.

Von je 100 des anrechenbaren Bestandes des folgenden Geburtsjahrganges starben			Für Ländergebiete, bezw. für das Reichsgebiet
Sterbejahr	Geburtsjahre	Lebensjahr	
1900	1900	1	
	1899	1 u. 2	
	1898	2 „ 3	
	1897	3 „ 4	
	1896	4 „ 5	
	1895	5 „ 6	
	1900	{ eheliche uneheliche	
	1899	{ eheliche uneheliche	
	u. s. f.		

Zu Punkt 4.

		Auf je 1000 Mädchen entfielen Knaben
Im Alter von der Geburt bis mit 1 Monat u. s. f.	<div> <div>eheliche uneheliche</div> <div>zusammen</div> </div>	

Zu Punkt 5.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Von je 1000 verstorbenen Kindern, bezw. von je 1000 überhaupt Verstorbenen starben im	
	Jänner	u. s. f.

Zu Punkt 6.

Monate	Tagesmittel bei Sterbe- fällen	
	bei Kindern	bei Personen über 5 Jahre

Zu Punkt 7.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Von je 1000 in den neben genannten Ländern Verstorbenen gingen an einer der nach- bezeichneten Krankheitsursachen mit Tod ab		
	Angeborene Lebens- schwäche in- folge von Früh- oder Mißgeburt	Tuberkulose der Lunge oder anderer Organe	u. s. f.

Zu Punkt 8.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Von je 1000 in den nebenstehenden Ländern und Gebieten am Schlusse des Vorjahres an- wesenden Personen starben im Berichtsjahre an		
	Angeborener Lebens- schwäche u. s. w.	Tuberkulose	

Zu Punkt 9.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Von je 1000 im Berichtsjahre Verstorbenen eines jeden Geschlechtes standen im Alter				
	bis zu 10		über 10—20		
	J a h r e				
	männ- lich	weib- lich	männ- lich	weib- lich	u. s. f.

Zu Punkt 9.

Altersklassen (bis zu 1 Jahr nach 3 Alters- stufen, bis 6 Jahre nach Jahren, bis 20 Jahre in fünfjährigen Gruppen, bis 70 Jahre in zehn- jährigen Gruppen)	Von je 1000 im nebenstehenden Alter verstorbenen Personen starben an		
	Angeborener Lebens- schwäche etc.	Tuberkulose der Lungen etc.	u. s. f., nach 25 Todes- ursachen

Zu Punkt 10.

Nach den 40 Positionen des Berufsschemas, bezw. 4 Klassen	Von je 1000 der neben genannten Berufs- positionen, bezw. Klassen angehörigen Personen starben an		
	Angeborener Lebens- schwäche etc.	Tuberkulose der Lungen etc.	u. s. f., nach 25 Todes- ursachen

Zu Punkt 11.

Länder, bezw. Verwaltungs- gebiete	Legiti- mität	Von je 1000 im Berichtsjahre ver- storbenen Kindern, männlichen, bezw. weiblichen Geschlechtes ehelicher, bezw. unehelicher Geburt starben an		
		Angeborener Lebensschwäche etc.		u. s. f., nach 25 Todes- ursachen
		männ- lich	weib- lich	zusam- men

Zu Punkt 12.

Berufs- positionen	Legiti- mität	Von je 1000 im Berichtsjahre ver- storbenen Kindern, männlichen, bezw. weiblichen Geschlechtes ehelicher, bezw. unehelicher Geburt starben an		
		Angeborener Lebensschwäche etc.		u. s. f., nach 25 Todes- ursachen
		männ- lich	weib- lich	zusam- men

Zu Punkt 13.

Familienstands- kategorie	Von je 1000 Personen, welche je einer der nebenstehenden Familienstands- kategorie angehörten, starben an	
	Lebens- schwäche etc.	u. s. f., nach 25 Todes- ursachen

Zu Punkt 14.

Größenkategorien: über 500 501—5000 5001—10.000 10.001—20.000 über 20.000	Von je 1000 Personen, bei welchen der Tod in Ortschaften von je einer der neben- genannten Größenkategorien eintrat, starben an	
	Lebens- schwäche etc.	u. s. f., nach 25 Todes- ursachen

(Beispielsweise für das Berichtsjahr 1900.)

Zu Punkt 15.

	Nach Ländergebieten, bezw. für das Reich
Lebendgeborene 1895	
Davon starben im 1. Lebensjahre .	
Es wurden somit 1 Jahr alt	
Von diesen starben im 2. Lebensjahre	
Es wurden somit 2 Jahre alt	
u. s. f.	

XII. — F.

Die Grundlagen der Mortalitätsstatistik Ungarns.

Von Professor **Dr. Gustav Thirring**, Budapest.

I.

Die Mortalitätsstatistik auf Grundlage der Kirchenmatrikeln.

Die Entwicklung der amtlichen Mortalitätsstatistik Ungarns spiegelt in ihren verschiedenen Phasen den Werdeprozeß der ungarischen amtlichen Statistik wieder: das späte Auftreten, das lange Verweilen auf einem äußerst niederen Niveau der Entwicklung, dann nutzlose Versuche einer weiteren Ausgestaltung dieses Wissenszweiges und endlich — in Folge des Überganges von den kirchlichen Matrikeln auf die Staatsmatrikeln — ein momentanes Emporschnellen zu einem äußerst hohen Entwicklungsgrade, mit dem sich die ungarische amtliche Statistik in der Reihe der bedeutendsten, zum Teile auf eine lange Vergangenheit zurückblickenden Organisationen einen ehrenvollen Platz sicherte. Dieser Entwicklungsprozeß weicht nicht nur in dem sprunghaften, fast übergangslosen Aufblühen von dem in anderen Staaten beobachteten langsamen und naturgemäß stufenhaften Emporsteigen ab, sondern wird auch durch die sonderbare Tatsache gekennzeichnet, daß hier die Mortalitätsstatistik — welcher in den übrigen Kulturstaaen überall eine, den sonstigen Zweigen der Statistik gegenüber hervorragende, dominierende Stellung eingeräumt wurde — eine selbst neben dem vernachlässigten, niederen Entwicklungsgrade der allgemeinen statistischen Tätigkeit auffallend unbedeutende Rolle spielte. Die Begründer der ungarischen Populationsstatistik erschöpften sich in der Schaffung des ziemlich detaillierten Cadres der Statistik der Ehe-

schließungen¹⁾: die Statistik der Geburten weist schon auf ein Erschlaffen der organisatorischen Tätigkeit hin,²⁾ in der Mortalitätsstatistik endlich versiegt die früher lebhaft sprudelnde Invention fast vollkommen und geht nicht über die Beschaffung eines inhalts- und geistesarmen Ziffernmaterials hinaus, das uns kaum irgendwelchen Einblick in das Wesen der Mortalitätsverhältnisse gestattet. Die ungarische Mortalitätsstatistik beschränkt sich, so wie sie im Jahre 1876 organisiert wurde, lediglich auf die Unterscheidung der im Alter von unter fünf Jahren verstorbenen Kinder nach der Legitimität und dem Geschlecht, sowie der Verstorbenen über fünf Jahren nach Zivilstand und Geschlecht. Kein anderer Gesichtspunkt erscheint berücksichtigt, selbst die monatliche Verteilung, die doch hier von mehr Aktualität und größerem Interesse wäre als bei Eheschließungen und Geburten, fehlt gänzlich. Von 1890 an bereichert sich dieses dürftige System mit dem Gesichtspunkt der Konfession, doch es vergehen wieder zehn Jahre bis ein weiterer Schritt zur Ausgestaltung der Mortalitätsstatistik geschieht: die Inaugurierung einer Altersverteilung der Verstorbenen, und zwar für die ersten fünf Jahre nach einzelnen Jahren, dann fünfjährige Altersgruppen bis zum fünfzigsten Jahre und zwei weitere Altersgruppen für die 50—60 und die über 60-jährigen Verstorbenen; diese Alterstabelle erscheint von 1890 an innerhalb der Munizipien nach Konfessionen veröffentlicht, bietet daher auch bezüglich des zugänglich gemachten Materials eine wesentliche Bereicherung der Mortalitätsstatistik.

Die engen Grenzen, innerhalb welcher die ungarische Mortalitätsstatistik sich bis zum Jahre 1895 bewegte und die Schwierigkeiten einer weiteren Ausgestaltung lagen in dem Grunde, daß das Material der Mortalitätsstatistik aus den kirchlichen Matrikeln geschöpft werden mußte und die Herstellung des Materials den kirchlichen Behörden, d. i. den Pfarrern und Seelsorgern oblag. Die Organe der Kirche können

¹⁾ Das System der Statistik der Eheschließungen erstreckt sich auf folgende Elemente: Verteilung nach Monaten; Zivilstand der Eheschließenden in gegenseitiger Kombination; konfessionelle Verteilung der Mischehen; Alter des Bräutigam kombiniert mit dem Alter der Braut. Dieses System, das mit dem Jahre 1876 einsetzt, bleibt im Wesen unverändert bis zum Jahre 1896, d. i. bis zur Einführung der staatlichen Matrikeln, auf Grund deren eine tiefgreifende Reorganisation und vielseitige Ausgestaltung dieses Zweiges der Bevölkerungsstatistik eingeleitet wurde.

²⁾ Dieselbe beschränkt sich auf den Nachweis der monatlichen Verteilung der Geburten nach Geschlecht (jedoch ohne Unterscheidung der Lebend- und Totgeborenen), auf eine Kombination der Vitalität mit Legitimität und Geschlecht und auf einige Angaben über die Mehrlingsgeburten. Eine Unterscheidung nach Konfession geschieht erst von 1880 an. Ohne sonstige wesentliche Neuerungen bleibt dieses Schema unverändert bis zum Übergang auf die Staatsmatrikeln.

natürlich zur Lösung von Aufgaben rein statistischen Zweckes nirgends, konnten daher auch in Ungarn nicht in jenem Grade herbeigezogen werden, wie es die Wichtigkeit der Aufgabe erfordert hätte; auch konnte von den kirchlichen Matrikelführern nicht eine statistische Schulung gefordert oder auch nur erhofft werden, wie sie im Interesse dieser demographisch hochbedeutenden Angelegenheit wünschenswert gewesen wäre. Die statistische Organisation mußte sich daher auf eine minimale Arbeitsleistung beschränken und immer darauf bedacht sein, daß eine anscheinend auch nur geringe Erweiterung der Erhebungsformulare die Agenden von 12.000 kirchlichen Würdenträgern in sehr bedeutendem Maße vermehren und erschweren würde. Lediglich behufs Verringerung dieser statistischen Arbeit wurden zur Erhebung der populationsstatistischen Materiale an Stelle von Individualbulletins Konzentrationsformulare in Verwendung gebracht. Die Seelsorger mußten die in ihrem Sprengel vorgekommenen Fälle der Bevölkerungsbewegung (Eheschließungen, Geburten und Sterbefälle) in Formulare eintragen, welche aus einer Reihe fertiger statistischer Tabellen bestanden, aus Tabellen, deren einige auf Grund mehrfacher Kombinationen der verschiedenen Gesichtspunkte hervorgegangen waren. Die Verarbeitung des Materials der Kirchenbücher in solche Tabellen bot den, für dergleichen statistisch-technische Arbeiten nicht geschulten Seelsorgern ganz bedeutende Schwierigkeiten: kein Wunder, daß einesteils die Herstellung des Materials eine äußerst langsame war, andernteils aber die der Landesstatistik zur Verfügung gestellten Tabellen zum großen Teile in ungenügender Ausarbeitung eingereicht werden. Die Tätigkeit des Statistischen Landesamtes konnte sich hiebei natürlich nur auf eine ziffernmäßige Prüfung der Tabellen beschränken: ein Kontrolle des Materials bezüglich Vollständigkeit und Verlässlichkeit war ganz ausgeschlossen. Aber auch die Verwertung des Materials konnte über den engen Rahmen der Tabellen nicht hinausgehen: das Listensystem, das den Tabellen zu Grunde lag, bindet die Hände des Verarbeiters oder Forschers vollkommen und macht es ihm total unmöglich, neuere Kombinationen aufzustellen oder das Material von anderen Gesichtspunkten aus zu betrachten, als es durch die Konstruktion der Tabellen vorgeschrieben ist. Obwohl daher die Tabellen der Seelsorger ziemlich umfangreich und kompliziert waren — letzteres für die Statistik der Sterblichkeit namentlich seit Einführung der Alterstabelle — konnte die Verwertung des Materials trotzdem nur eine sehr beschränkte sein und eignete sich zu weiterer Entwicklung und Ausbeutung ganz und gar nicht.

Die Organisation der Bevölkerungsstatistik auf Grundlage der Kirchenbücher mußte daher notgedrungen eine recht primitive sein

und erschien eine wesentliche Vervollkommnung derselben ausgeschlossen, so lange an dieser Grundlage festgehalten werden mußte. Ein Fortschritt konnte nur mit dem Verlassen dieser Grundlage und dem Übergange auf eine anderweitige Basis erzielt werden. Hierzu bot die Einführung der Staatsmatrikeln eine erwünschte und äußerst günstige Gelegenheit.

II.

Neugestaltung der Mortalitätsstatistik auf Grund der Staatsmatrikeln.

Der Gesetzartikel XXXIII vom Jahre 1894 hat die Matrikelführung in Ungarn verstaatlicht und zu diesem Zwecke staatliche Matrikelämter errichtet. Indem hiedurch die Registrierung der Populationsbewegung in die Hände staatlicher Organe überging, bot sich eine günstige Gelegenheit, auch den auf die Populationsbewegung bezüglichen statistischen Dienst in die Hände dieser Staatsorgane zu legen. Das königlich ungarische statistische Zentralbureau versäumte auch nicht, seine hierauf bezüglichen Propositionen dem Ministerium des Innern vorzulegen, welches dieselben in extenso gutgeheißen und mittels Ministerialerlaß Nr. 60.000 vom Jahre 1895 ins Leben gerufen hat. Die staatliche Matrikelführung und der hierauf basierte statistische Dienst trat am 1. Oktober 1895 ins Leben.

Die Bedeutung dieser Neuorganisation lag in den Umstand, daß die auf die statistische Tätigkeit bezügliche Verpflichtung Staatsorganen übertragen wurde, welche unmittelbar unter dem Verfügungsrecht und der Disziplin des Ministeriums der inneren Angelegenheiten stehen und zur statistischen Dienstleistung im Verordnungswege angehalten werden konnten. Hiedurch war ein aus über 5000 Personen bestehendes Beamtenkorps geschaffen, das nach genügender Ausbildung den Anforderungen der amtlichen Statistik in jeder Hinsicht umso mehr entsprechen konnte, als von diesen Organen nicht die Herstellung fertiger statistischer Tabellen, sondern nur die Übermittlung des primären Erhebungsmaterials gefordert wurde, das aus den Matrikeln und direkter Erfragung ohne Schwierigkeit gewonnen werden konnte. Der Staat gelangte hiedurch nicht nur in den Besitz des nötigen Beamtenkorps, sondern er konnte auch über das Urmaterial, die Quellen der Bevölkerungsstatistik unumschränkt verfügen. Der eben zitierte Ministerialerlaß ordnete an, daß für jeden Fall der Bevölkerungsbe-
wegung, sei es eine Geburt, ein Todesfall oder eine Eheschließung, ein eigenes *Individualbulletin* auszufüllen sei, in das alle demographisch oder sozial wichtigen Umstände der betroffenen Individuen einzutragen

sind. Speziell für die Todesfälle wurden zwei im Wesen identische Bulletins vorgeschrieben, deren eines für die Todesfälle verstorbener Kinder bis inklusive zum siebenten Jahr, das andere für ältere Verstorbene bestimmt war. Diese Bulletins umfaßten 17, beziehungsweise 14 Fragepunkte, in welchen der Name, die Konfession, der Beruf, der Wohnort, der Geburtsort, das Alter, der Zivilstand, das Geschlecht und die Nationalität der Verstorbenen, ferner Ort, Zeitpunkt und Ursache des Todes und die Art der Todesbestimmung zu erfragen waren. Bei Personen ohne eigenem Beruf war der Beruf des Ernährers, bei Kindern unter sieben Jahren Konfession, Beruf, Alter, Nationalität und Eheschließungsjahr der Eltern (Vater und Mutter) und die Legitimität der Kinder zu erfragen. Zieht man dem gegenüber in Betracht, ein welch unzulängliches Beobachtungsmaterial bis zum Jahre 1895 aus den Kirchenbüchern beschafft werden konnte, so kann der ungeheure Fortschritt, der sich in Beireff der Mortalitätsstatistik geltend macht, nicht genug betont werden.¹⁾

Das solcherart geschaffene System der Mortalitätsstatistik wurde mit unwesentlichen Veränderungen bis heute aufrecht erhalten. Abänderungen im Aufnahmeformular geschahen insoferne, als 1897 für die Verstorbenen jeglichen Alters ein einheitliches Formular akzeptiert wurde, von 1899 an die auf die Eltern der verstorbenen Kinder bezüglichen Fragepunkte und von 1901 an noch einige unbedeutende Punkte weggelassen wurden. Dagegen wurden mit dem Jahre 1903 einige Fragen aufgenommen, deren Zweck die Erforschung der ehelichen Fruchtbarkeit ist. Wenngleich letztere Fragepunkte strenge genommen nicht in den Rahmen der Mortalitätsstatistik gehören, bilden sie gleichfalls einen integrierenden Bestandteil des Mortalitätsbulletins, dessen gegenwärtige, seit 1903 unverändert beibehaltene Formulierung die umstehende ist.

Die Vielseitigkeit der im Bulletin gestellten Fragen, sowie die Zugrundelegung von *Individualbulletins* ermöglichten die Beschaffung eines Materials, das an Reichhaltigkeit und Vielseitigkeit zu den ersten unter den gegenwärtig vorhandenen Mortalitätsmaterialien gehört, über die ganze Staaten verfügen. Selbstverständlich hat das königl. ungarische Statistische Zentralbureau nicht unterlassen, dieses Material nach jeder Richtung hin, von allen vorhandenen Gesichtspunkten der eingehendsten Verarbeitung zu unterziehen. Wir verdanken dieser Aufbereitung

¹⁾ Die Reorganisation der Populationsstatistik erstreckt sich auf das Gebiet des eigentlichen Ungarn, ohne Kroatien-Slavonien. In letzteren wurden die Staatsmatrikeln nicht eingeführt, weshalb der statistische Dienst auch heute noch in den Händen der kirchlichen Matrikeelführer liegt.

Formular c)

Matrikelbezirk :

Mortalitätsbulletin.

- Stampiglie
des
Matrikelamtes.
1. Nummer der Matrikeleintragung:
 2. Familien- und Vorname des Verstorbenen:
.....
 3. Konfession:
 4. Muttersprache:
 5. Beruf, Stellung:
 6. Alter:¹⁾..... 7. Geschlecht: männlich (Knabe) oder weiblich (Mädchen).
 8. Zivilstand: ledig. verheiratet. verwitwet. gerichtlich geschieden.
 9. Wenn der Verstorbene keinen Beruf hatte oder eine verheiratete Frau war.
Beruf des Ernährers, bezw. Gatten:
 10. Wenn der Verstorbene verheiratet war:²⁾
 - a) in welchem Jahre wurde die durch den Tod getrennte Ehe geschlossen?.....
 - b) wie viel Kinder wurden in dieser Ehe geboren (inclusive Totgeborene?)
..... wie viel sind hierunter noch am Leben?
 - c) Alter der am Leben verbliebenen Eehälfte Jahre.
 11. Ort und Zeitpunkt des Todes: Gemeinde..... Jahr 190 .., Monat.....Tag.....
 12. Wurde das Todeszertifikat von einem **Arzte** oder **Nichtarzte** ausgestellt?
 13. Ursache des Todes (die den Tod verursachende Krankheit oder gewaltsame
Todesursache):
 14. Wurde der Verstorbene in der den Tod verursachenden Krankheit **behandelt**
oder **nicht behandelt**? — Name und Wohnort des behandelnden Arztes:
.....
 15. Bemerkungen: **gefundene Leiche**, im **Spital** oder in einer **anderen öffentlichen**
Anstalten verstorben. In diesem Falle: war es ein **hiesiger** Einwohner oder
aus welchem fremden Orte (und Komitate) gebürtig?

¹⁾ Unter einem Monate: wie viel Tage alt; unter 2 Jahren: wie viel Monate alt; darüber: wie viel Jahre alt.

²⁾ Auf diese Frage muß bei den in Spitälern verstorbenen nicht unbedingt geantwortet werden.

In den Punkten 7., 8., 12., 14. und 15. muß die Antwort durch Unterstreichung des entsprechenden Wortes erteilt werden!

(Originalgröße des Mortalitätsbulletin: 10×17 cm.)

einige Publikationen, die in der statistischen Weltliteratur eine hervorragende Stelle einnehmen. Es sind dies:

Bevölkerungsbewegung der Länder der ungarischen Krone im Jahre 1897 (Ungarische Statistische Mitteilungen. XXII. Band.) (Gr. 4^o, 108* und 282 Seiten.)

Bevölkerungsbewegung in den Jahren 1900, 1901 und 1902. Ungarische Statistische Mitteilungen. Neue Folge. Band VII.) (Gr. 8^o, 105* und 675 Seiten.)

Bevölkerungsbewegung in den Jahren 1903, 1904 und 1905. (Ungarische Statistische Mitteilungen. Neue Folge. Band XXII.) (Gr. 8^o, 67* und 748 Seiten.)

Mortalitätstabelle auf Grund der Volkszählung vom Jahre 1900 und der Volksbewegung der Jahre 1900 und 1901. (Ungarische Statistische Mitteilungen. Neue Folge. Band XI.) (Gr. 8^o, 53* und 322 Seiten.)

III.

Die Mortalitätsstatistik der Hauptstadt Budapest.

Ganz selbständig von der Landesstatistik entwickelte sich die Kommunalstatistik in der Hauptstadt Budapest, deren Ende 1869 errichtetes Statistisches Bureau angesichts der Unzulänglichkeit der mortalitäts-statistischen Ausweise des städtischen Physikates schon im Jahre 1871 die Mortalitätsstatistik reorganisierte. Eine solche Reorganisation konnte selbstverständlich nur auf Grund von Individualbulletins vorgenommen werden: als nötige Fragepunkte wurden betrachtet: Namen, Beruf, Alter, Konfession, Wohnort und Todesursache des Verstorbenen: hieran schloß sich die Aufnahme der Wohnungsverhältnisse (Zahl der Zimmer und Inwohner), der Vermögensverhältnisse (reich, mittel, arm oder notdürftig?), bei Kindern unter fünf Jahren die Legitimität, endlich für alle Verstorbenen die Dauer des Aufenthaltes in Budapest (belaufs Ausscheidung der Ortsfremden) und die ärztliche Behandlung. Alles in allem umfaßte das Sterbebulletin ohne dem Namen des Verstorbenen, jedoch mit Angabe des Sterbezeitpunktes *zwölf* Fragen, stellte daher bei dem damaligen niederen Entwicklungszustande der Mortalitätsstatistik ein so vielseitiges Quästionär dar, daß es am Internationalen Statistischen Kongresse in St. Petersburg (1872) mit Recht als Grundlage einer rationellen Mortalitätsstatistik den Großstädten empfohlen werden konnte. Der Wert dieser Fragezettel wurde wesentlich dadurch erhöht, daß die Ausfüllung durch die Todenbeschauer, d. h. ärztlich befähigte Amtorgane zu erfolgen hatte, die namentlich eine verlässliche Konstatierung der Todesursachen erhoffen ließen. Wenn die Resultate dieser mortalitäts-statistischen Erhebungen eine Reihe von Jahren hindurch dennoch nicht ganz einwandfrei genannt werden konnten, so lag die Ursache davon in dem Umstande, daß einzelne Fragepunkte mangels klarer Anweisungen oder Erläuterungen nicht einheitlich und auch nicht immer den Verhältnissen gänzlich entsprechend ausgefüllt werden

konnten¹⁾, und daß ferner auf eine strenge fachmännische Kontrolle der Eintragungen zu wenig Gewicht gelegt wurde. Auch die damals noch wenig entwickelte Technik der statistischen Aufbereitung fällt hierbei einigermaßen ins Gewicht.

Mit den Fortschritten der Verwaltungsstatistik, sowie der demographischen Wissenschaft hielt auch die Vervollkommnung der Budapeststerblichkeitsstatistik Schritt. Die Anzahl der Fragepunkte wurde von Zeit zu Zeit vermehrt, deren Formulierung genauer präzisiert. Dies war namentlich bezüglich der Todesursachen notwendig, wo die Frage nach der angegebenen Todesursache vorangegangenen Krankheit — welche oft die eigentliche Ursache des Todes bildet — einen bedeutenden Fortschritt zur Verbesserung der Sterblichkeitsstatistik bedeutete. Auch behufs genauerer Ausscheidung der ortsfremden Verstorbenen wurde eine entsprechende Frage aufgenommen. Speziell wissenschaftlichen Zwecken dienen die Fragen nach der Eheschließung, dem Alter der Ehegatten und der Zahl der aus der Ehe entstammten Kinder, welche Fragen später durch das Statistische Zentralbureau in die Individualkarten der Staatsmatrikelämter aufgenommen wurden. Speziellen kinderhygienischen Forschungen sollten die Fragen nach dem Alter der Eltern und die Ernährungsweise der Säuglinge dienen, welcher letzterer Gesichtspunkt jedoch infolge unrichtiger Fragestellung bis in die allerjüngste Zeit durch kein verwertbares Material beleuchtet werden konnte.²⁾ Auch die Frage nach den Wohnungsverhältnissen

¹⁾ Ungenügend war die Beantwortung der Frage nach dem Beruf, wo zumeist weder das Arbeitsverhältnis (selbständig oder angestellt und in welcher Qualität), noch weniger die Berufstätigkeit oder Zugehörigkeit erniert werden konnte. Dasselbe gilt für die Wohnverhältnisse, wo die in Betracht zu ziehenden Lokalitäten nicht genügend spezifiziert und die Berechnung der Inwohnerzahl nicht genügend präzisiert war, daher die eingetragenen Antworten oft ungenau und nicht komparabel sein mußten.

²⁾ Die Frage lautete: *Bei Kindern bis zum zweiten Jahre: wurde das Kind mit Milch oder künstlich ernährt?* Diese Fragestellung war ganz falsch und konnte absolut nicht richtig beantwortet werden. Innerhalb zwei Jahren geht jedes Kind durch alle Ernährungsweisen durch, dabei gab das Wort Milch, welches ebenso auf Muttermilch wie auch auf Kuhmilch gedeutet werden konnte, zu fortwährenden Mißverständnissen Anlaß. Im Jahre 1900 wurde diese Frage folgendermaßen abgeändert: *Bei Kindern bis zu zwei Jahren: wie wurde das Kind in den ersten 6 Monaten seines Lebens ernährt: an der Brust? künstlich? auf beide Arten?* Auch diese Fragestellung erwies sich noch nicht als genügend präzise. Seit 1904 lautet daher die Frage folgendermaßen: *Bei Kindern bis zum 1. Jahre: wo wurde das Kind in den ersten 6 Monaten seines Lebens gepflegt? bei seiner Mutter? in Ammenschaft? oder abwechselnd? und zwar wie? ausschließlich an der Brust? ausschließlich an der Flasche? gemischt? (an Brust und Flasche).* 1905 wurde zu beiden Gesichtspunkten (wo u. wie) noch eine Ersatzfrage für die Fälle hineingefügt, für welche eine verlässliche Antwort nicht erteilt werden konnte.

mußte gänzlich umgeändert und bedeutend erweitert werden, um zu verlässlichen Resultaten zu führen. So wurden die Individualbulletins im Laufe der Jahrzehnte nach reiflicher Überlegung von Schritt zu Schritt vervollkommenet und erweitert, bis sie endlich mit 30 Fragepunkten (sowie 8 weitere Fragen für die gewaltsamen Todesfälle) die jetzige Gestaltung erhielten, die wir nun als endgiltig und für die Dauer verwendbar betrachten können.

Die Grundlage der Mortalitätsstatistik bildet daher heute ein Individualbulletin, das einesteils die hygienischen, andernteils die sozialen Umstände der Verstorbenen in eingehendster Weise erfragt. Dieses Bulletin gehört heute zweifelsohne zu den vielseitigsten und bestdurchdachten Aufnahmsformularen, die auf mortalitäts-statistischem Felde zur Anwendung kommen. Dieses Bulletin ist seit dem Jahre 1907 ein einheitliches; es kommt für alle Todesfälle, ebenso Totgeburten und Fehlgeburten zur Anwendung. Bis inklusive 1906 waren zweierlei Bulletins mit im Wesen identischem Inhalt in Verwendung: ein gelbes für männliche, ein weißes für weibliche Verstorbene. Diese Zweiteilung der Aufnahmsformulare erwies sich nicht als zweckmäßig, da sie öfters zu Fehlern in der Geschlechtsangabe führten, die aus dem Namen oder sonstigen Individualangaben nicht immer kontrolliert werden konnten. Geradezu nachteilig war aber diese Zweiteilung für die Fälle von Tot- und Fehlgeburten, namentlich für die letzteren, wo die Angabe des Geschlechts hiedurch oft ganz irreführend wurde, indem Aborte aus den ersten drei Schwangerschaftsmonaten, in welchen das Geschlecht überhaupt nicht bestimmbar ist, in Formulare eingetragen werden mußten, welche das Geschlecht schon in vornhinein zu fixieren bestimmt waren, wodurch das Material der Fehlgeburten für die Frage des Geschlechts gänzlich wertlos, ja irreführend werden mußte. Die Einführung eines einheitlichen Formulars, welches das Geschlecht direkt erfragt und für die Fälle zweifelhaften oder unbestimmbaren Geschlechts einen Fragepunkt enthält, muß daher als ein wesentlicher Fortschritt betrachtet werden.

Wir lassen im nachfolgenden eine wortgetreue Übersetzung des Mortalitätsbulletins folgen.

Mortalitätsbulletin.

a) Vorderseite des Bulletin.

1. Name des Verstorbenen:		Geschlecht: männlich weiblich unbekannt	
2. Zeitpunkt des Todesfalles: Jahr ... Monat ... Tag ...		Tageszeit ... Stunde ...	
3. Alter des Verstorbenen:		Jahre Monate . Tage . Stunden	
4. Bei Fehl-, Früh- und Totgeburten		aus dem ...ten Monat der Schwangerschaft	
5. { bis inkl. zum 5. Jahre (auch bei Fehlgeburten und Totgeburten auszufüllen) }		legitim	illegitim
6. { in den ersten 6 Monaten ihres Lebens wo gepflegt? }		Alter des Vaters ... Jahre	Alter der Mutter ... Jahre
7. { Bei Kindern } { bis inkl. 1. Jahre } { und zwar wie? }		bei der Mutter	in Amnion-schaft
8. { Bei Kindern } { bis inkl. 1. Jahre } { und zwar wie? }		nur an der Brust	gemischt (Brust und Flasche)
9. Konfession d. Verstorbenen:			
10. Familienstand:		ledig	verheiratet
11. { seit wie viel Jahren? } { Alter des Ehegatten } { wenn verheiratet } { wenn aus dieser Ehe geboren? }		keines	wie viele? ...
12. { wenn verheiratet } { Alter des Ehegatten } { wenn aus dieser Ehe geboren? }		unbekannt wie viel	
13. { wenn verheiratet } { Alter des Ehegatten } { wenn aus dieser Ehe geboren? }			
14. Art des Berufes? (bei Soldaten auch die Rangklasse)		selbstständig	Beamter
15. Berufsverhältnis:		Gehilfe	Lehr-ling
16. Geburtsort:		reich	mittel
17. Wohlstand:		arm	notdürftig
		unbekannt	unbekannt

18. Ständige Wohnung des Verstorbenen (für Budapest: Bezirk, Gasse, Hausnummer; für Fremde: Konstat und Gemeinde):		Geschlecht: männlich weiblich unbekannt	
Wenn die ständige Wohnung eine Anstalt (Versorgungshaus, Kloster etc.) ist, Angabe desselben:			
19. Ort des Todesfalles: die Wohnung:		ein anderer Ort und zwar:	
20. Seit wann wohnte der Verstorben in Budapest:			
21. Bei Fremden, wie nach Budapest gekommen?		gesund	krank
22. Lage der Wohnung:		Keller	Par-terre
23. Aus wie vielen Teilen besteht sie?		Vor-zimmer	Zimmer
24. Wie viele Personen wohnten darin mit dem Verstorbenen?		Dienst-boten-zimmer	Küche
		Stock-boden	zu-sammen
25. Dauer der den Tod verursachten Krankheit:			
26. Name derselben:			
NB. Bei gewaltsamen Todesursachen sind auch die Rubriken der Rückseite auszufüllen!			
27. Vorhergehende Krankheit:			
28. War der Verstorben geimpft?		ja	nein
29. Name des behandelnden Arztes			
30. Sezierung wurde		verniedert	angeordnet
		Vor-genommen	

b) Rückseite. Bei gewaltsamen Todesfällen auszufüllende Fragepunkte.

1. Art des gewaltsamen Todesfalles:	Unfall	Selbstmord	Mord	Hinrichtung	Unbestimmter Fall
2. Mittel und Weise des Todesfalles:	(z. B.: durch eine Maschine erfaßt, in der Donau ertrunken etc. Erhängen, Erschossen etc. Todgeschossen, Todgeschlagen, Aussetzung etc.)				
3. Kurze Beschreibung des Ortes und der Umstände des Falles:					
4. Bei Unfällen: aus eigener Unvorsichtigkeit geschehen?	ja	nein	unbestimmt	Bei gewerblichen Unfällen Angabe des Betriebes:	
5. Bei Selbstmorden:	a) Ursache desselben: b) Wenn mit Mord verbunden, wie viel und welche Personen (Gattin, Kinder, Geliebte, Gläubiger, Vorgesetzter etc.) wurden ermordet?				
6. Bei Morden:	a) Ursache: Schlägerei, Raubversuch, Rache, Fruchtbarkeitsverweigerung, zwei- oder mehrfacher Mord, Duell, Sonstige b) Ist der Täter: unbekannt? wenn bekannt, in welchem Verhältnis zum Ermordeten? (Verwandtschaft, Dienstverhältnis, Schuldner, Gläubiger etc.)				
7. Der Verstorbene war bei Vollführung der Gewalttätigkeit	Gesund	Krank	Nicht bekannt	Nüchtern	Betrunken
8. Etwaige Gebrechen des Verstorbenen:	Blind	Taub	Stumm	Blödsinnig	Geisteskrank
				Lahm	Mangel einer Hand oder eines Fußes
					Sonstige Gebrechen

*) Bei Überführungen ist anzugeben, wodurch die Überführung geschah; ferner die eingehende Beschreibung der Stätte (in welcher Gasse oder an welcher Ecke, eventuell vor welcher Hausnummer). — Bei Vergiftungen ist das Gift anzugeben.

(Originalgröße des Mortalitätsbulletins: Papiergröße 17×13 cm; Druckgröße 15×10.5 cm.)

Die Anfarbeitung des auf Grund dieses Bulletins gewonnenen Materiales geschah in einer Reihe von Bänden im Rahmen der Publikationen des statistischen Amtes der Stadt Budapest, für welche wir uns nur auf die Anführung der Titel beschränken:

Sterblichkeit in den Jahren 1872--1873 (Publikationen Nr. 11), Gr. 8^o, 168 Seiten.

"	"	"	"	1874—1875 ("	"	14),	..	155	..
"	"	"	"	1876—1881 ("	"	18),	"	330	"
"	"	"	"	1882—1885 ("	"	22),	..	168	"
"	"	"	"	1886—1890 ("	"	26),	"	131 und	
									208 Seiten,	
"	"	"	"	1891—1895 ("	"	31),	"	216	"
"	"	"	"	1896—1900 ("	"	35),	"	206	"
"	"	"	"	1901—1905 ("	"	36),	fünf	Jahreshefte	

im Umfange von 44, 67, 69, 75 und 107 Seiten,

Sterblichkeit im Jahre 1906 (Publikationen Nr. 40), Gr. 8^o, 112 Seiten.

IV.

Der weitere Ausbau der ungarischen Mortalitätsstatistik.

Trotzdem die Entwicklung der ungarischen Mortalitätsstatistik und namentlich jene der Budapester Kommunalstatistik eine sehr bedeutende genannt werden muß, können wir dieselbe doch noch nicht als nach jeder Richtung hin entsprechend und deshalb auch den Ausbau derselben noch nicht als abgeschlossen betrachten. Die Grundbedingungen für den weiteren Ausbau der Statistik sind allenthalben vorhanden; für die Landesstatistik scheint eine eingehendere Ausgestaltung allerdings nicht recht tunlich — die Belastung der über 5000 Matrikelführer mit weiteren statistischen Arbeiten dürfte kaum so leicht durchgeführt werden können —, hier müßte sich eine weitere Ausgestaltung daher unseres Erachtens nach auf die präzisere Formulierung einzelner Fragepunkte beschränken, welche wir für die detailliertere Altersbestimmung der Verstorbenen (etwa durch genaue Angabe des Geburtstages, wenigstens für die Verstorbenen von unter fünf Jahren), für die präzise Mitteilung des Eheschließungszeitpunktes (außer dem Jahre wenigstens noch die Angabe des Monates) und für die Ausscheidung der Todtgeborenen aus der Anzahl der im Laufe der Ehe zur Welt gebrachten Kinder für unerläßlich betrachten, um einesteils zur Herstellung von Sterblichkeitstafeln, andernteils zur Verbesserung der Fruchtbarkeitsstatistik ein dem bisher zur Verfügung stehenden überlegenes, in seinen Angaben verlässlicheres Material zu erlangen. Für die Hauptstadt Budapest scheinen mir aber bezüglich des weiteren Ausbaues der Mortalitätsstatistik keine unüberwindlichen Schwierigkeiten vorhanden zu sein.

Hier stellt sich vor allem eine Änderung der statistischen Technik, beziehungsweise der Materialbeschaffung als unabweisbare Notwendigkeit dar. Gegenwärtig unterliegt in Budapest jeder Todesfall einer zweifachen Meldung: beim Bezirksphysikus und im Matrikelamt: beide Behörden stellen hierüber statistische Bulletins aus und senden dieselben an das kommunalstatistische Bureau. Dieser parallele Dienst ermöglicht allerdings die Ergänzung und gegenseitige Kontrolle des Materials — was bezüglich der Präzision und Realität der Todtenzetteln als günstig erachtet werden muß —, erfordert aber auch behufs Ausmärzung abweichender Angaben und Übertragung der in den kommunalen Bulletins nicht enthaltenen Fragepunkte der Matrikularbulletins in die ersteren einen derartigen Aufwand an Zeit und Mühe, der keineswegs gerechtfertigt erscheint. Diese mühevollen Arbeit mußte bisher unternommen werden, um den Differenzen, zu welcher die Aufarbeitung des zweifachen Materials (des einen für die obligatorisch vorgeschriebene Landesstatistik, des anderen für die weit tiefer gehenden Ansprüche der Kommunalstatistik), notgedrungen führen muß, vorzubeugen: diese mühevollen Arbeit muß auch fernerhin unbedingt unternommen werden, so lange eine Verschmelzung der beiden Erhebungsformulare nicht stattfinden kann. Eine solche Verschmelzung könnte selbstverständlich nur mit Beibehaltung des wesentlich reichhaltigeren und durch jahrzehntelange Entwicklung sanktionierten Formulars der Kommune erfolgen, in welche die drei fehlenden Fragepunkte des Matrikularbulletins (Muttersprache des Verstorbenen, Beruf des Ernährers bei berufszugehörigen Verstorbenen, und Anzahl der noch am Leben befindlichen Kinder des verstorbenen Ehegatten), sowie die abweichende Auffassung dieses Bulletins in punkto Zahl der aus der Ehe stammenden Kinder (welche im Matrikularbulletin inclusive, im Kommunalbulletin exclusive totgeborener Kinder festzustellen ist) unschwierig aufgenommen werden könnten. Dann würde das Kommunalbulletin das seitens der Landesstatistik geforderte gesamte Material bieten können und würde das Matrikularbulletin ganz entbehrlich machen. In diesem Teile würde die mortalitätsstatistische Tätigkeit der Matrikelämter gänzlich sistiert werden können und die Sterblichkeit der Hauptstadt ausschließlich auf Grund der von den Bezirksphysici erhobenen Materialien basieren. Ob das Ministerium des Innern und das königl. ungarische Statistische Zentralbureau zu dieser formellen Abweichung vom bisherigen Standpunkte seine Zusage geben würde, möge dahingestellt bleiben; sicher ist, daß dem Wesen der Sterblichkeitsstatistik hiedurch keinerlei Abbruch getan würde. Die Vereinigung würde die Organe der Materialbeschaffung, ebenso wie jene der Aufarbeitung in sehr bedeutendem Maße entlasten, ohne für jemanden mit irgend welchen Opfern oder Nachteilen

verbunden zu sein. Es kann daher als über allem Zweifel erhaben betrachtet werden, daß die erwähnte Verschmelzung der beiderseitigen Aufnahmsmodalitäten im Interesse der demographischen Wissenschaft gelegen ist und daher von Seite der berufenen Faktoren unterstützt zu werden verdient.

Neben dieser Änderung der statistischen Technik wäre aber auch ein inhaltlicher Ausbau der Budapester Mortalitätsstatistik wünschenswert, und wenngleich an die Arbeitsleistung der die Mortalitätsbulletins ausfüllenden Bezirksorgane hiedurch höhere Anforderungen gestellt würden, scheint mir die Durchführung weiterer Verbesserungen und Vermehrungen der Bulletins keineswegs unmöglich. Die verhältnismäßig geringe Anzahl der das statistische Material liefernden Organe, welche deren eingehende Schulung und Kontrolle ermöglicht, läßt das Eindringen in die intimsten Details der sanitären und sozialen Verhältnisse durchaus nicht als Utopie erscheinen, selbst dann nicht, wenn eine solche, im Interesse der Wissenschaft geforderte Mehrleistung nur gegen materielles Entgelt erreicht werden könnte. Die speziellen Verhältnisse der Großstadt, die Kumulation der auf Hygiene und Lebensdauer einwirkenden vielfachen sozialen und wirtschaftlichen Faktoren fordern aber imperativ ein vom Lichte der Statistik begleitetes Eindringen in die feineren Details dieser Massenerscheinungen, deren Kenntnis noch immer ungenügend ist. Als Objekte neuerer Untersuchungen können gelten: das Zusammenleben der in überfüllten Wohnungen befindlichen Inwohner verschiedenen Geschlechts. Alters und Berufs, namentlich der Aftermieter und Bettgeher; eine genauere Erhebung der Wohlstandsverhältnisse und der Lebenshaltung der Verstorbenen mit Berücksichtigung des Berufs, und endlich die Aufstellung von Sterblichkeitstafeln nach Geschlecht, Beruf und Wohlstand. Ein derartiger Ausbau der Mortalitätsstatistik wäre eine naturgemäße und notgedrungene Entwicklungsphase in der Geschichte der Budapester Mortalitätsstatistik und würde deren Wert und Ansehen nicht unwesentlich erhöhen.

XIII.

Die Kollektiv-Unfallversicherung der Angestellten
(Hausgesinde, Handlungsgehilfen, Beamte u. s. w.).

What rates of premium should be charged to employers for insuring compensation in the event of accident arising out of and in the course of employment, especially those employed as Domestic Servants, Shop Assistants, Clerks etc.?

Assurance collective contre les accidents du travail
(domestiques, commis, employés etc.).

L'assicurazione collettiva contro gli infortuni del personale non soggetto all'assicurazione obbligatoria degli operai (famigliari e domestici, impiegati, commessi, di negozio, ecc.).

XIII. — A.

Legislation in the British Islands as to reserves held by employers' liability insurance companies.

By R. M. M. Roddick, Edinburgh.

Within the last twelve years there has been in the British Islands a remarkable development of the theory of liability on the part of employers for accidents to their employees out of and in the course of their occupation, and the passing of the Workmen's Compensation Act, 1906, extended this liability to practically all employments involving manual or other labour. It will be well to state here what is the liability thus imposed on employers and what is the amount of the compensation to be paid. Employers' liability claims can arise under Common Law, the Employers' Liability Act, 1880, and the Workmen's Compensation Act, 1906. Under Common Law any one who, personally or by one of his employees, is guilty of negligence or fault which results in injury to another person, is responsible for that injury and must make reparation therefore. The injured person, however, if a fellow employee of the person at fault, can claim only under the Employers' Liability Act, 1880, and then only if he or she is under the authority or superintendence of the faulty person.

The Workmen's Compensation Acts, 1897 and 1900 were repealed by the 1906 Act. This latter Act applies to practically every person, male or female, who does work either manual or otherwise for another, and whose remuneration is under £ 250 a year, and these are all included under the general description of "workmen". Clerks and domestic servants come under it just as much as factory workers or colliers. Also death or disablement by certain diseases incident to special industries, such as lead poisoning, carries with it the same right to compensation as if it were due to an accident arising out of the employment.

Under this Act, in the event of a fatal claim arising and the deceased workman leaving no dependants, there is payable a sum for reasonable expenses of medical attendance and burial up to a maximum of £ 10. If dependants are left who were wholly dependent on the deceased, a sum equal to three years' wages is payable with a minimum of £ 150 and a maximum of £ 300. If the dependants were only partially dependent, then such smaller sum is payable as is reasonable and proportionate to their loss.

Also, in the event of incapacity for work resulting, there is payable to the workman during such incapacity half wages not exceeding £ 1 a week, provided that, if the incapacity lasts for less than two weeks, no compensation shall be payable for the first week, and that in the case of a workman under 21 earning less than £ 1 a week the sum due shall be full wages or 10/- a week, whichever shall be the smaller sum.

It may be remarked that if an injured workman or the representative of a deceased workman can show fault on the part of the employer, or some one entrusted by him with authority, a larger sum may be recovered at Common Law or under the Employers' Liability Act, 1890, than under the Workman's Compensation Act, 1906, and the claimant has the option as to the form his claim shall take. On the other hand, no fault on the part of the employer is necessary to fix liability under the last mentioned Act.

The liability for compensation is so serious in pecuniary amount that most employers are wise enough to insure against the risk, and naturally the growth of this form of Insurance has been very rapid.

Parliament has had this practical necessity of Insurance in view, and has decided that it is its duty to see that the institutions with which such Insurances are effected are really solid and stable, otherwise the compensation which the Act provides for injured workmen and their dependants might not be forthcoming, should the Insurance Company be financially unsound, and the employer himself be unable to pay.

The British "Life Assurance Companies Acts" have been in force for nearly forty years now, and have served as a basis or starting point of insurance legislation in many countries. It is not surprising therefore that Parliament should use them as a model for Employers' Liability Insurance legislation also. Two salient features of these Acts are (1) that no Company can commence business without depositing £ 20,000 with the Accountant General of the Court of Chancery, and (2) that Annual Accounts showing the Life business separately from other classes of transactions, together with periodical Valuation

Statements, have to be deposited with the Board of Trade, these being afterwards published. After the deposit of £ 20,000 has been made, and the Company has started business, publicity is the great safeguard for the insuring public provided by these Acts.

Although Employer's Liability Insurance differs very much from Life Assurance, Parliament came to the conclusion that the Life Companies Acts might, with suitable modifications, be made to apply to it. Accordingly, the Employers' Liability Insurance Companies Act, 1907, was passed, applying the provisions of the Life Assurance Companies Acts, subject to the necessary adaptations and modifications, to Companies carrying on Employers' Liability, business. The Act in itself did not actually make the necessary adaptations and modifications, or fix the date on which it was to come into force. This was done by an Order in Council issued in November 1907, the date fixed for the Act coming into force being 1st January 1908. Before the Order was finally drawn up and issued the Board of Trade invited suggestions from the various representative Insurance bodies, and it has given effect to many of the considerations urged upon it. The Order as finally adjusted calls for much simpler returns and less elaborate statistics than as first drafted.

The Order after providing for a deposit of £ 20,000 goes on to require that accounts shall be kept in respect of the Employers' Liability Department of each Company separate from the other Departments, if any, and that a separate Fund shall be formed out of the receipts in respect of Employers' Liability policies, which Fund shall be earmarked as a security for the holders of these contracts only. Then at the end of its financial year, each Company must prepare statements of its Revenue Account and its Balance Sheet in the forms prescribed in the first four of the Schedules Annexed to the Order, and deposit copies of these with the Board of Trade. Statements of the estimated liabilities in the Department, or, in other words, Valuation Statements, have also to be furnished each year in the forms set out in the fifth and sixth Schedules to the Order. The principal Schedules, viz., third, fourth, fifth and sixth, are annexed to this paper for reference. (See Appendix.)

The Revenue Account will commence with Amount of Funds at the beginning of the year, divided under the following heads:

Reserve for unexpired risks.

Total estimated liability in respect of outstanding claims.

Reserve for contingencies, if any.

These three items added together form the Fund specially earmarked for the Employers' Liability business at the beginning of the

Company's financial year. Then follow the usual receipt and payment items just as in any other insurance account, with the exception that the "Claims" item is a cash one, and includes only the actual payments which have been made during the year. It is therefore somewhat different from other accounts where "Claims" usually includes an estimate for claims which have arisen, but which have not been paid.

These items show what has been paid into and out of the account during the year, and the closing item, viz., Amount of the Funds at the end of the year, under the same heads as above, shows what is in hand at the end of the year.

The Reserves at the end of one year will appear as the first items of the Revenue Account for the following year, so that continuous Accounts of the Employers' Liability Department of each Company will be furnished from 1908, and no sum of money can be received or paid without being shown in the Accounts.

The Second Schedule is simply a Balance Sheet as at the end of each year, including in it the following item amongst the Liabilities:

Employers' Liability Insurance Fund (i. e. the sum of the Reserves items).

It is, however, the Fifth and and Sixth Schedules of the Order which more particularly deal with the Reserves made, and it may be said shortly that the Fifth Schedule deals with Estimated Liability under unexpired risks, and does not touch claims which have actually arisen.

The Fifth Schedule consists of a statement with four columns. The first column classifies the transactions as follows:

Unexpired Risks

(a) Running one year or less from date of policy:

(b) Running more than one year from date of policy.

And under (b) the facts are to be stated separately, according to the duration covered by each premium.

The second column in the statement asks for the Amount of Premiums; the third column for the Amount of Reserves made by the Company for unexpired risks according to the various durations of transactions, as above explained. and the fourth column for the percentage which such reserves bear to the respective premiums. The Order lays down no rule whatever as to the amount of such reserve or the percentage. It simply asks each Company to state the amounts and the percentage, and leaves it to those interested — policyholders, shareholders, other Companies, or the public — to say whether they think the reserve is sufficient.

The only requirement laid down is that the precise method adopted in the computation of the reserve must be fully and definitely stated.

No doubt the practical method of reserving for unexpired risks is to retain a percentage of the premium income, taking into consideration the average period of insurance still to run and the special nature of each company's business.

The percentage column might well have been omitted, all the same, as a lower percentage in one Company may actually be a better comparative reserve than a larger percentage in another Company. No doubt the public can work out the percentages for themselves, but the fact that the Board of Trade asks for these gives them in the eyes of the public a comparative value which may be fictitious to a considerable extent.

We come now to the Sixth Schedule which deals with claims that have actually arisen, and it will be noted that claims arising under Common Law, the Employers' Liability Act, 1880, and fatal claims under the Workmen's Compensation Act, 1906, are all for lump sums, and the reserves necessary will be the sums actually fixed upon in such cases as have been settled by negotiation between parties or decided by course of law, but which are still waiting payment, together with estimates for the claims not so far advanced. In the latter cases the head of the Claims Department of the Company must just estimate to the best of his ability what he can settle for, or what a jury is likely to allow. The Company will no doubt be in possession of fairly full information as to the facts of the cases and as to what dependants the deceased workmen had, and will therefore, with the advice of its legal officer, be able to estimate, with some approach to exactness, what it must hold in hand to meet these claims.

It is only under the Workmen's Compensation Act, 1906, that new claims for weekly payments can occur, and under the Act the following cases may arise:

1. Claims which are likely to prove fatal ere long.
2. Claims which mean temporary disablement only, whether total or partial.
3. Claims which may mean disablement for an indefinite period, but which cannot be classed as certainly permanent.
4. Claims which mean permanent disablement.

If we keep this classification in view, the rather complicated requirements of the Sixth Schedule with its seven sections do not impress us so much. One general observation applies to all the

sections, viz., that the Schedule sets up no rules for estimating liability, so that the making of sufficient reserves is left entirely to the Company.

By means of the first six sections each Company is required to furnish particulars of the claims arising during the financial year just ended, and the five preceding years. Each section deals with the claims of one year only, and thus each year's claims can be followed apart from all others until five years have elapsed. The particulars asked are, the number and amount of claims arising and settled for each year, the original reserve made for that particular year's outstanding claims, what has been paid since, and what reserve is made at the end of the financial year just ended for the claims still current.

The great majority of claims will come under the head of Temporary Disablement, and in most cases an estimate can readily enough be formed of how many weeks' compensation will have to be paid. Considerable difficulty will arise in cases which come under our third head of disablement caused by severe injury where there is no immediate probability of death occurring, but a prospect of ultimate recovery after a considerable lapse of time. In all these cases the Company must, with the aid of its Medical Officer, estimate to the best of its ability what is to be the duration of the disablement, and reserve the weekly allowance accordingly. Probably none of these claims will run long enough for interest to come into play, but if any are likely to do so it will be safer to include them under our fourth head of Permanent claims.

If the injury should result in Permanent Incapacity, either total or partial, then it will be necessary either to pay to the injured workman for the rest of his life the weekly sum due, or to redeem the payments according to the Workmen's Compensation Act, 1906, or by mutual agreement, and liability must be estimated accordingly. In the Workmen's Compensation Act, 1906, the cost of an immediate Life Annuity from the National Debt Commissioners, through the Post Office Savings Bank, of 75 per cent of the weekly sum payable is set up as the measure of the liability for permanent disablement, should the employer wish to redeem the weekly payments after they have been running six months; and under the Order in Council the same measure is set up in certain circumstances. It will be a matter for consideration in each case as to whether this measure of liability is a fair one.

By means of these Sections each year's claims will be kept under separate observation until they gradually are worked out, or until the end of five years. It is apparently assumed that at the end of five years after the first estimate was made, all claims will

have become permanent, i. e., that there will be little or no chance of recovery or of reduction in the weekly amount payable, while it may be assumed also that there will be no immediate prospect of the injured workman dying from his injuries. Accordingly, these claims, after five years, will have practically become annuities payable to the disabled employees, with a possibility in certain cases of an increase if a partial disablement should become more severe, or if an employee was under 21 at the time when the injury occurred.

The Seventh Section deals with the estimates of the liability under these Permanent or Annuity claims, and is the only part of the returns which has to be made and signed by an Actuary as such. This Section consists, to a large extent, of statements (separately for the two sexes) of the ages of the workmen at the date up to which the accounts are made up, number of claims, amount of weekly payments, amount of annual payment (presumably 52 times the weekly payments or thereby), estimated liability on the Parliamentary basis of the cost of a Post Office Annuity of 75 per cent. of the weekly payment, and the estimated liability as fixed by the Actuary if calculated otherwise than on the above basis. It will be noticed that the workmen are to be classed according to their ages, so that the weekly and annual payments corresponding to each age are shown, and the estimated liability has also to be shown for each age. With these particulars an outsider can form some idea of the sufficiency of the reserves made, but it must be remembered that the information given is only partial. It is impossible to give any return of the special knowledge which each Company will have as to the nature of the injury and its effect upon the workman's prospects of longevity. In some cases the injury received, especially in cases of partial disablement, may have no great effect upon the length of the life of the workman, except, perhaps, in so far as he may have to live with somewhat less comfort than he might have done if he had been able to earn full wages. In other cases again, the injuries may be such that it is practically impossible for him to live more than a few years. Evidently, therefore, the Actuary and Medical Officer, in view of the information which they have, must be free to allot to the life of each injured workman a value which, in most cases, will be less than the value of a perfectly healthy life of the same age.

Now, the Parliamentary estimate is based on a very healthy class of lives, as annuitants are proverbially long-lived, while workmen generally speaking, belong to a class with smaller prospects of long life, even if they were not disabled. Besides this, the very fact that they are, wholly or partially, permanently injured means that their

lives will be, on the whole, inferior to the average of their own class. An allowance for the above facts has been made in the Parliamentary estimate by knocking off 25 per cent. of the amount of the annuity; but each Actuary must make up his own mind whether that measure of the probable life-time of the workman is a fair one, and, if not, what measure he should use instead. If the Actuary does use some other measure he has to give full particulars of how he makes up his figures. He must state whether they are made up on the basis that each claim is really an immediate Life Annuity. If so, he must state the Table of Mortality and rate of Interest used, whether discrimination is made according to the sex of the workmen, whether the full Annuity Values according to the Table of Mortality used are reserved, and if not what proportion, what modifications, if any, are made in the ages of the workmen in arriving at the estimated liability, and finally he has to state the amount of estimated liability for each year of age.

As pointed out above, there will be cases where it will not be feasible to take the cost of a Life Annuity by any known Mortality Table as the measure of reserve for the claims, and in respect of such cases a further statement is asked for, giving particulars as to the precise method adopted in deducing the liability, and, of course, the total amount of the estimated liability for such cases has to be given in the returns.

There is very considerable difficulty in finding a suitable Mortality Table by which the outstanding liability for permanent claims under Employers' Liability contracts can be calculated. There does not seem to be any table suitable even to a limited extent. If the workmen had not been injured the tables known as the English Life Tables might have been just as suitable as could be found, being made up from the mortality experience of the general population, in which, of course, the industrial classes preponderate. Other tables which give very similar results are the Friendly Societies' Tables drawn up by Mr. *Sutton* in his report in 1896, and a set of very interesting tables drawn up by Mr. *Watson* from the experience of the Manchester Unity of Oddfellows, but none of these are exactly what is needed, as the lives dealt with therein are average lives and not damaged lives such as are now to be dealt with.

A further drawback to a general population table is the uncertainty that ages are correctly stated. A country Registrar of Births and Deaths recently gave it as his experience that the ages at death of the industrial classes are very largely understated. His reason for this was the almost universal practice of Industrial Insurance, and

he says that, in the case of elderly lives more especially, the ages are very frequently understated when the policies are taken out, and that when death occurs the true age is not given to the Registrar, but an age to correspond with the figure stated to the Insurance Company. This Registrar states that it is a very common thing for relatives to come back asking that the age in the death certificate be altered showing it to be younger. Dr. *Dunlop*, of the Scottish Registrar Office, corroborated this statement in some remarks he made at a meeting of the Institute of Actuaries recently, when census returns were being discussed. There is apparently no doubt that the above is true to a certain extent whether from intention or from ignorance, and the value of such tables is, therefore, diminished when dealing with real ages. This is an objection of some weight, as we may take it that Insurance Companies will take care they are not reserving for too young ages. Possibly in the future the Old Age Pensions Act will act as a deterrent to so much understatement of age.

The following table shows the comparative cost of an annuity of £ 52 a year (= £ 1 a week) at various ages for male lives according to (1) the English Life Table Nr. 3, (2) the British Offices Annuitants Table, and (3) the Post Office Table of Prices. In the first two columns the rate of interest assumed is 3⁹/₁₆, and the annuities are continuous, these being a convenient approximation to weekly payments. The Post Office figures, of course, are taken from the official leaflets, and its annuities are payable half-yearly.

Age	(1)	(2)	(3)
20	£ 1121	£ 1189	£ 1185
30	1015	1080	1064
40	882	941	930
50	724	775	780
60	547	592	597
70	369	413	414

The British Offices Table and the Post Office give very similar results, while the English Life Table figures are considerably less.

There are numerous Tables of Mortality which differ from Standard Tables owing to climatic or occupation risks, but none of these are suitable for the purpose of valuing permanent incapacity annuities. Various hypothetical Tables of Mortality have been drawn up from time to time, and I now give a statement of the cost of the same annuity of £ 52 a year, assuming (1) an extra mortality of one person per 100 each year over the normal, and (2) an extra mortality of 80 per cent., over the normal, and in column (3) a statement

of the cost of an annuity of £ 39 a year (= 15/— a week), this latter being the Parliamentary measure of liability for a weekly payment of £ 1.

Age.	(1)	(2)	(3)
20	£ 999	£ 1021	£ 889
30	923	908	798
40	818	765	698
50	682	597	585
60	524	420	448
70	360	262	311

The figures in the first two columns are calculated from hypothetical tables given in a paper by Mr. *Lutt* before the Institute of Actuaries in October last, the normal table being the *OM* (5) which may be taken to represent the mortality among insured lives after the first effects of medical and other selection have worn off.

The Parliamentary measure is the lowest, except at the older ages, but of course no one can say whether the mortality in either of the hypothetical tables is anything like the true mortality among injured workmen.

At present it is difficult to say what tables of mortality or invalidity or, in the absence of proper tables, what methods should be used for Employers' Liability Valuations. The whole subject requires a great deal of scientific inquiry, and, above all, experience in actual working. Some of the Continental nations probably have in their State records valuable statistics as to invalidity by accident or disease in various occupations, and as to the mortality amongst workmen, whether in active service or disabled permanently. It is not likely, however, that such statistics will show the same rates of invalidity as British Statistics. Not only must the difference in national characteristics be kept in mind, but it is a matter of everyday experience that a change in the conditions under which compensation for invalidity is payable is immediately followed by a change in the incidence of invalidity. Invalidity in other words, seems able to adapt itself so as to earn the maximum compensation. The mortality statistics of Germany, say, relating to permanently injured workmen, would be far more likely to prove a fair guide to the mortality among British workmen who are in the same unfortunate position. I am not aware, however, that any such statistics are available in any suitable form.

No doubt, in the course of time, the Associated Accident Offices in the British Islands will take steps to combine the mortality and other experience they have on their books, but, until such tables are

drawn up, I am afraid we shall have to content ourselves with various makeshifts. And in any event the judgment of the medical and legal officers of the Company, the head of the Claims Department, and the Actuary must play a great part in the fixing of suitable reserves. I am inclined to think that the Parliamentary basis will be pretty freely adopted, and that each Company will be chary of falling below what the public are sure to think is the official standard of reserves. The liability can always, after a claim has been running for six months, be got rid of at the Parliamentary figure, and there seems no sufficient reason for retaining more in hand.

I have spoken hitherto as if the only liability to be kept in view in the case of an injured workman was the weekly payment, but the possibility remains of a lump sum being payable within a year or two in the event of death from the injury. Such lump sum will be payable only if the death can be traced to the injury, but Insurance Companies will find that the injury will be held to be the cause of death in a great many cases, even although the connection be somewhat remote. It is evident that, in the event of death after weekly payments have been received for a number of years, there will be no lump sum to pay, because the workman will have already received as much as, if not more than, would have been paid if the accident had proved immediately fatal. There will be many cases, however, where death occurs before the workman has received in weekly payments the sum that would have been due to his dependants in the event of a Fatal claim, and the balance will, at his death, have to be paid over. Accordingly, it is not only an annuity to the injured workman that has to be provided for in the reserve, but also a lump sum to his dependants in the event of his early death. In many cases the reserve put against any specified claim on the footing of its being only an annuity will exceed the maximum amount payable in the event of a Fatal claim, but this reserve is not necessarily sufficient to cover a payment in the event of early death. The excess payments to the annuitants who live long can only be made out of the surplus arising in the case of those who die soon, and therefore we must not spend this surplus in cash payments at death. Accordingly, besides reserving for weekly payments in the case of permanent injuries, it may be necessary in the case of recent claims to make a reserve for a gradually reducing sum, payable in the event of the death of the workman within the next few years. This is practically to provide a decreasing Life Insurance for a temporary period, and here again we are faced with the difficulty of having no Mortality Table suitable for valuation purposes.

These remarks will not apply so much to Companies which make a practice of paying down lump sum on the Parliamentary basis in order to close claims, but probably most Companies will prefer to keep their reserves in hand, and hope to reap some profit from extra mortality among the annuitants. It may be that the profit from this source will more than cover the risk of the payments, but for the present at least this can hardly be taken for granted.

The estimated liability under the various Sections of the Sixth Schedule, when calculated on a proper basis and added together, forms the Reserve which the Company should hold for the outstanding claims at the end of the year of account.

The third form of Reserves contemplated in the Revenue Account and Balance Sheet, viz., for Contingencies, is optional, but no doubt most substantial Companies will take care to form a Special Reserve Fund to meet, say, Depreciation of Investments, great disasters, unexpected developments of liability, etc.

If, then, these three Reserves are properly estimated it will be possible, by comparing therewith the Funds actually held, to form a fairly accurate idea of the financial position of any Company, and there is little doubt that competition and public opinion would, ere long, deprive a weak Company of its business and cause the winding up of an insolvent one.

It will be seen therefore that the British Government in the case of Employers' Liability Companies follows the practice previously adopted in the case of Life Companies, viz. of allowing comparative freedom from restriction while requiring full publicity as to all important facts as to financial position.

The other regulations laid down deal mostly with the sale, amalgamation, or winding up of Companies, and follow closely the lines of the Life Insurance Companies Acts.

Third Schedule.

Revenue Account of the for the Year ending

(No. 1.) EMPLOYERS' LIABILITY INSURANCE ACCOUNT.

(Date.)	£ s. d.	£ s. d.	(Date.)	£ s. d.
Amount of employers' liability insurance fund at the beginning of the year:— Reserve for unexpired risks Total estimated liability in respect of outstanding claims Reserve for contingencies (if any)			Payments under policies, including medical and legal expenses in connection therewith (after deduction of sums re-insured) Commission Expenses of management Other payments (accounts to be specified) Amount transferred to Profit and Loss Account	
Premiums, after deduction of re-insurance premiums Interest and dividends Other receipts (accounts to be specified)			Amount of employers' liability insurance fund at the end of the year, as per Fourth Schedule:— Reserve for unexpired risks as per Fifth Schedule Total estimated liability in respect of outstanding claims as per Sixth Schedule Reserve for contingencies (if any)	
	£			£
(No. 2.) FIRE ACCOUNT.				
Amount of fire insurance fund at the beginning of the year Premiums received, after deduction of re-insurances Other receipts to be specified			Losses by fire after deduction of re-insurances Expenses of management Commission Other payments to be specified Amount of fire insurance fund at the end of the year, as per Fourth Schedule	
	£			£
(No. 3.) PROFIT AND LOSS ACCOUNT.				
Balance of last year's account Interest and dividends not carried to other accounts Profit realised (accounts to be specified) Other receipts			Dividends and bonuses to shareholders Expenses not charged to other accounts Loss realised (accounts to be specified) Other payments Balance as per Fourth Schedule	
	£			£

Note.

— When life or marine business is carried on, the income and expenditure thereof to be in like manner stated in a separate account; any additional business may be shown in a separate inclusive general account.

Note. — This account is not required if the items have been incorporated in the other accounts of this schedule.

Fifth Schedule.

STATEMENT AS TO THE ESTIMATED LIABILITY UNDER POLICIES OF THE
IN RESPECT OF UNEXPIRED RISKS AS
AT.....18....

Description of Transactions	Amount of Premiums	Amount of Reserve for unexpired Risks as per First or Third Schedule)	Percentage of Reserve to Premium Incomes
1	2	3	4
Unexpired risks: —			
(a) Running one year or less from date of policy	*		
(b) running more than one year from date of policy	†		
Totals			

* Amount of yearly premiums to be stated.

† Amount of single premiums or premiums payable for more than a year's risk to be separately stated according to the duration of the risk covered by such premium.

NOTE. — The precise method adopted in the computation of the reserve given in column (3) above is to be fully and definitely stated.

Sixth Schedule.

STATEMENT OF THE ESTIMATED LIABILITY IN RESPECT OF OUTSTANDING CLAIMS ARISING DURING EACH OF THE FIVE YEARS PRECEDING THE YEAR OF ACCOUNT, AND IN SUCH YEAR; COMPUTED AS AT THE END OF THE YEAR IN WHICH THE CLAIMS AROSE, AND AS AT THE END OF THE YEAR OF ACCOUNT; WITH PARTICULARS AS TO THE NUMBER AND AMOUNT OF THE CLAIMS ACTUALLY PAID IN THE INTERVENING PERIOD.

A. — Claims arising during the year of account, ending..... 19....

(a) Particulars as to claims arising, and settled during the year of account: —

Class of Claim	Number	Amount
1	2	3
Fatal claims		
Non-fatal claims		
Total		

(b) Particulars as to claims arising during, and outstanding at end of, the year of account :

Class of Claims (1)	Number (2)	Estimated Liability (3)
Fatal claims		
Non-fatal claims		
Total		

B. — Outstanding claims which arose during the first year preceding the year of account, ending.....19.....

Particulars of Claims (1)	Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the above date (2)		Claims paid during the period of 1 year between the above date and the end of the year of Account (3)		Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the end of the year of Account (4)		Total of Columns (3) and (4) (5)	
	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount
Fatal claims . . .		£		£		£		£
Non-fatal claims: —								
Terminated . .								
Not terminated .								
Total claims .								

C. — Outstanding claims which arose during the second year preceding the year of account, ending the.....19.....

Particulars of Claims (1)	Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the above date (2)		Claims paid during the period of 2 years between the above date and the end of the year of Account (3)		Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the end of the year of Account (4)		Total of Columns (3) and (4) (5)	
	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount
Fatal claims . . .		£		£		£		£
Non-fatal claims: —								
Terminated . .								
Not terminated .								
Total Claims .								

D. — Outstanding claims which arose during the third year preceding the year of account, ending the.....19....

Particulars of Claims (1)	Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the above date (2)		Claims paid during the period of 3 years between the above date and the end of the year of Account (3)		Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the end of the year of Account (4)		Total of Columns (3) and (4) (5)	
	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount
		£		£		£		£
Fatal claims								
Non-fatal claims:—								
Terminated								
Not terminated . .								
Total claims								

E. — Outstanding claims which arose during the fourth year preceding the year of account, ending the.....19....

Particulars of Claims (1)	Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the above date (2)		Claims paid during the period of 4 years between the above date and the end of the year of Account (3)		Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the end of the year of Account (4)		Total of Columns (3) and (4) (5)	
	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount
		£		£		£		£
Fatal claims								
Non-fatal claims:—								
Terminated								
Not terminated . .								
Total Claims								

F. — Outstanding claims which arose during the fifth year preceding the year of account, ending the.....19....

Particulars of Claims (1)	Estimated Liability in respect of Claims outstanding as at the above date (2)		Claims paid during the period of 5 years between the above date and the end of the year of Account (3)		Estimated Liability included in Statement G, and valued by the method there specified in respect of Claims outstanding as at the end of the year of Account (4)		Total of Columns (3) and (4) (5)	
	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount	Number	Amount
		£		£		£		£
Fatal claims								
Non-fatal claims:—								
Terminated								
Not terminated . .								
Total Claims								

NOTE. — In cases where the date at which the estimated liability, required under column (2), in Forms C, to F, above, would fall in any year prior to 1908, such estimated liability is to be returned as at the end of the year of account terminated in 1908, and the claims paid, required under column (3) of such forms, are to be in respect of the period between the end of the year of account terminated in 1908 and the end of the year of account rendered.

G. — STATEMENT RESPECTING CLAIMS OF FIVE YEARS' DURATION AND UPWARDS OUTSTANDING AS AT THE END OF THE YEAR OF ACCOUNT. (TO BE MADE AND SIGNED BY AN ACTUARY.)

(1) The number of claims incumbent and having durations of five years and upwards as at the end of the year of account, including those separately returned under Form F. above; and the amount of the weekly payment, and of the annual payment, due in respect of such claims; separately stated in respect of each year of life of the workmen, from the youngest to the oldest. (These particulars to be returned under columns (1) to (4) of the tabular statement given below.)

(2) The estimated liability in respect of the claims specified above, computed, as at the end of the year of account, on the basis of the amount which would be required to purchase from the National Debt Commissioners through the Post Office Savings Bank an immediate life annuity for the workmen equal to 75 per cent. of the value of the weekly payment, according to the sex and true age of the workers. (These particulars to be returned under column (5) of the tabular statement given below, in respect of each year of life of the workmen from the youngest to the eldest.)

(3) If the estimated liability as reserved under the First (or Third) Schedule in respect of the claims specified above is computed on any basis other than that specified under heading No. (2) above, the whole of the particulars required under headings (1) and (2) above are to be returned in columns (1) to (5) of the tabular statement given below, together with the following additional particulars:—

(i.) If the estimated liability is determined on the basis of the value of an immediate life annuity:—

(a) The table of mortality upon which such life annuity values are based;

(b) The rate of interest at which such life annuity values are computed;

(c) Whether such life annuity values are discriminated according to the sex of the workers;

(d) The proportion of such life annuity values representing the estimated liability;

(e) The modifications (if any) made in the true ages of the workmen, in deducing the estimated liability;

(f) The amount of the estimated liability. (To be returned in respect of each year of life, in column (6) of the tabular statement given below;

(ii.) If the estimated liability is not determined on the basis of the value of an immediate life annuity, full particulars are to be specified as to the precise method adopted in deducing such estimated liability, and the total amount of estimated liability is to be returned under column (6) of the tabular statement given below).

Number of Claims	Ages of the Workmen as at the end of the Year of Account	Amount of Weekly Payment	Amount of Annual Payment	Estimated Liability computed on basis of 75 per cent. of value of Life Annuity purchased through the Post Office	Estimated Liability, if computed on basis other than that specified in Column 5
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)

NOTE. — Separate particulars to be furnished in respect of male and female workers.

Summary of estimated liability in respect of outstanding claims as at the end of the year of account —

As per column (3) of Statement	A (b)	£
" " (4)	B	
" " (4)	C	
" " (4)	D	
" " (4)	E	
" " (5) or (6)	G	

Total estimated liability in respect of outstanding claims	}	£
as at the end of the year of account as per First		
(or Third) Schedule		

XIV.

Die statistischen Grundlagen der Invaliditätsversicherung bei Berücksichtigung der Berufsdauer als Ursache der Invalidität, sowie der Abhängigkeit der Invalidensterblichkeit von der Dauer der Invalidität; dementsprechende Ausgestaltung der Versicherungsmethode.

Statistical basis of invalidity insurance with special reference to the duration of occupation as cause of invalidity and to the dependence of the mortality of invalids on the duration of invalidity; the consequent development of actuarial principles.

Les bases statistiques de l'assurance contre l'invalidité, en tenant compte de la durée accomplie dans la profession comme cause de l'invalidité et en considérant l'influence de la durée de l'invalidité sur la mortalité des invalides; méthodes actuarielles appropriées.

Basi statistiche per l'assicurazione dell'invalidità con riguardo alla durata dell'esercizio della professione quale causa dell'invalidità stessa e con riguardo al rapporto tra la mortalità degli invalidi e la durata dell'invalidità. Corrispondente organizzazione dei metodi d'assicurazione.

XIV. — A₁.

Invaliditäts- und Sterblichkeitsverhältnisse des dänischen Beamtenstandes.

Von L. Iversen, Kopenhagen.

Die wichtigsten Regeln, nach denen die Pensionierung dänischer Beamten stattfindet, sind durch das Pensionsgesetz vom 5. Januar 1851 bestimmt. Laut § 1 dieses Gesetzes ist jeder vom König ernannte und vom Staate besoldete Beamte pensionsberechtigt, wenn er aus Rücksicht auf 1. Alter oder 2. Schwäche oder 3. anderer unverschuldeter Ursachen verabschiedet wird. Die Bestimmung über die Ernennung durch den König als Bedingung für Ruhegehalt ist jedoch auf Grund späterer Besoldungsgesetze in mehrfacher Weise modifiziert worden. So sind beispielsweise solche Beamte der Staatsanstalt für Lebensversicherung, deren Erneuerung durch den Finanzminister oder Aufsichtsrat der Staatsanstalt erfolgt, dem Gesetze vom 7. April 1900 gemäß in der gleichen Weise zum Bezuge des Ruhegehaltes berechtigt wie Beamte, die durch den König ernannt worden sind. Ebenfalls ist durch eine Reihe in den letzten 10—15 Jahren angenommener Besoldungsbestimmungen die Berechtigung zum Bezug eines Ruhegehaltes an verschiedene Staatsangestellte in mehr untergeordneter Stellung, die nicht durch den König ernannt sind, erteilt worden. Die Berechtigung zum Bezuge eines Ruhegehaltes gilt für diese jedoch in der Regel erst von dem Zeitpunkt ab, wo der Betreffende nach zurückgelegtem Alter von 25 Jahren 10 Jahre in Staatsdienst gewesen ist. Für diese Klasse von Staatsangestellten sind nur sehr spärliche Erfahrungen in Bezug auf die Pensionsverhältnisse vorhanden und sind diese daher in der nachfolgenden Untersuchung ganz außer Betracht gelassen, die somit nur durch den König ernannte Beamte sowie Beamte der Staatsanstalt für Lebensversicherung umfassen wird.

Jeder dieser Beamten ist berechtigt, seinen Abschied mit Ruhegehalt zu verlangen, sobald er das 70. Lebensjahr zurückgelegt hat, oder wenn durch ärztliche Bescheinigung nachgewiesen wird, daß der

Betreffende an Schwächen leidet, die ihn daran hindern, die mit seinem Amte verbundenen Pflichten zu erfüllen. Laut § 1 ist ein Beamter auch zum Bezug des Ruhegehaltes berechtigt, sofern er seinen Abschied auf Grund einer anderen Ursache, wofür ihm keine Schuld beigemessen werden kann („*anden ham utilregnelig Aarsag*“), erhält. Derartige Verabschiedungen werden am häufigsten dadurch entstehen, daß das betreffende Amt aufgehoben wird. In einem solchen Falle hat der Beamte die Berechtigung, während eines Zeitraumes von fünf Jahren $\frac{2}{3}$ der Einnahmen seines Amtes als Entschädigung (Wartegeld) zu erhalten gegen Verpflichtung wiederum eine passende Stellung zu akzeptieren, die mindestens die gleiche Einnahme gewährt wie das frühere aufgehobene Amt. Hat derselbe nicht vor Ablauf von fünf Jahren ein neues Amt erhalten, wird er in den Ruhestand versetzt. Diejenigen Jahre, in denen der Betreffende ohne Amt gewesen ist und hierfür Entschädigung erhalten hat, werden bei späterer Versetzung in den Ruhestand als Dienstjahre gezählt. In der nachfolgenden Untersuchung ist kein Unterschied in der Pensionierung, veranlaßt durch den Ablauf der Wartegelddauer und die Versetzung in den Ruhestand aus anderen Ursachen, gemacht, und die aus der Untersuchung hervorgehenden Resultate werden demnach Pensionierungswahrscheinlichkeiten und streng genommen nicht den mehr allgemein benützten Begriff Invaliditätswahrscheinlichkeiten darstellen.

Der Unterschied zwischen diesen beiden ist jedoch nicht groß. Es sind nämlich in der Periode, für welche die Untersuchung gilt [1878—1907], keine Ämter in besonders großer Anzahl aufgehoben worden, und die ganze Zahl derjenigen Personen, welche bei Ablauf der Wartegelddauer pensioniert worden sind, beträgt daher nur 4, wogegen die Gesamtzahl der Fälle von Pensionierungen in der genannten Periode 877 beträgt.

Die Höhe des Ruhestandsgehalts wird laut § 3 des Pensionsgesetzes nach der Dienstzeit des Betreffenden als pensionsberechtigten Beamten und im Verhältnis zum durchschnittlichen Betrage der mit dem Amte verbundenen Einnahmen, welche der Betreffende während der Dauer der letzten 5 Jahre vor der Verabschiedung oder während der ganzen Dauer seiner Dienstzeit, sofern diese nicht 5 Jahre beträgt, bezogen hat, normiert.

Die Bestimmung lautet so, daß eine Dienstzeit von:

0— 2 Jahre	$\frac{1}{10}$	vom durchschnittlichen Betrage als Pension gibt.					
2— 4 „	$\frac{2}{10}$	„	„	„	„	„	„
4— 7 „	$\frac{3}{10}$	„	„	„	„	„	„
7—10 „	$\frac{4}{10}$	„	„	„	„	„	„
10—20 „	$\frac{5}{10}$	„	„	„	„	„	„

20—21 Jahren	$\frac{31}{60}$	vom durchschnittlichen Betrage als Pension gibt.					
21—22	$\frac{32}{60}$	"	"	"	"	"	"
22—23	$\frac{33}{60}$	"	"	"	"	"	"
23—24	$\frac{34}{60}$	"	"	"	"	"	"
24—25	$\frac{35}{60}$	"	"	"	"	"	"
25—26	$\frac{36}{60}$	"	"	"	"	"	"
26—27	$\frac{37}{60}$	"	"	"	"	"	"
27—28	$\frac{38}{60}$	"	"	"	"	"	"
28—29	$\frac{39}{60}$	"	"	"	"	"	"
über 29	$\frac{40}{60}$	"	"	"	"	"	"

In der folgenden Untersuchung sind die Militärbeamten sowie die geistlichen Beamten unberücksichtigt gelassen. Was die erstgenannten anbetrifft, ist der Grund in der für jede einzelne Charge festgesetzten Altersgrenze zu suchen — 42 Jahre für den Leutnant, 52 Jahre für den Hauptmann u. s. w. — Findet keine Beförderung innerhalb der genannten Altersgrenze statt, erhält der Betreffende seinen Abschied mit Pension, selbst für den Fall, daß er vollständig dienstfähig ist. Falls die Pensionierungsverhältnisse der Militärbeamten zum Gegenstand einer Untersuchung gemacht werden sollte, müßte sie daher, auf diese Klasse allein beschränkt werden. Eine Vermengung mit dem Material der übrigen Beamten würde nicht geschehen können, ohne daß das Gesamtmaterial allzu ungleichmäßig werden würde.

Die geistlichen Beamten sind von anderer Seite ¹⁾ Gegenstand einer ähnlichen Untersuchung wie die nachstehend angegebene gewesen und daher in dem folgenden nicht berücksichtigt.

Wie bereits erwähnt, erstreckt sich die jetzt angestellte Untersuchung über den Zeitraum von 1878—1907 und umfaßt sowohl Beamte im Dienst (aktive) als auch in den Ruhestand getretene Beamte (Invaliden). Hinsichtlich der Aktiven geht die Untersuchung darauf hinaus, die Wahrscheinlichkeit teils des Sterbens als Aktiver, teils der Versetzung in den Ruhestand im Laufe eines Jahres zu bestimmen. Die Aufstellung des Materials geschieht in der Weise, daß es möglich wird zu untersuchen, ob diese Wahrscheinlichkeiten außer vom Alter auch von der pensionsgebenden Dienstzeit abhängig sind, die der Betreffende zur fraglichen Zeit hat.

Betreffs der pensionierten Beamten bezweckt die Untersuchung die Sterbenswahrscheinlichkeit als Funktion des Alters und der seit der Pensionierung verflossenen Zeit zu bestimmen.

¹⁾ Vergl. „Die Sterblichkeit und Invalidität im dänischen geistlichen Stande“, von Harald Westergaard, Assekuranz-Jahrbuch, Wien 1906. II. Teil, pag. 36.

Beamte im Dienst.

Was die Aktiven anbetrifft, so werden als Beobachtungsjahre diejenigen Jahre benützt, welche durch das Datum der Ernennung durch den König begrenzt werden.

Beamte, deren Ernennung vor dem Jahre 1878 erfolgt ist, werden unter Beobachtung vom Tage der Ernennung im Jahre 1878 genommen, und wird die Beobachtung in keinem Falle länger als bis zum entsprechenden Datum im Jahre 1907 ausgedehnt. Das Alter zur Zeit der Ernennung wird als „nächstes Alter“ in ganzen Jahren bestimmt und die Erfahrungen werden getrennt für jedes einzelne dieser Eintrittsalter aufgestellt. Für Alter bei der Ernennung = 36 Jahre sieht das aufgestellte Schema beispielsweise so aus:

Tabelle I.
Alter beim Eintritt = 36 Jahre.

Alter x	Dienst- zeit n	Einge- treten e	Ausge- schieden a	Invalidi- tätsfälle i	Todes- fälle t	Unter Beobach- tung b	Unter Beobachtung nach Korrekktion	
							b _i	b _t
36	0	146	.	.	.	146	146	146
37	1	3	12	.	1	137	136·5	137
38	2	5	5	1	1	136	135·5	135·5
39	3	3	4	.	.	133	133	133
40	4	6	8	1	1	131	130·5	130·5
41	5	1	11	.	.	119	119	119

Die Kolonne a umfaßt sowohl diejenigen Personen, welche als Aktive beim Schluß der Beobachtung im Jahre 1907 lebten, als diejenigen, welche im Laufe der Beobachtungszeit aus ihren Ämtern schieden ohne pensioniert zu werden. Diese letzteren werden als an demjenigen Datum der Ernennung ausgetreten angesehen, welches dem wirklichen Tage des Austrittes am nächsten liegt. In der Kolonne i sind die Anzahl Fälle eintretender Invalidität (Pensionierung) aufgeführt, so daß i_n die Zahl von Fällen bezeichnet, die zwischen n und $n+1$ Jahren nach Ernennung zum Beamten eingetroffen sind. Die Kolonne t hat eine entsprechende Bedeutung für Todesfälle unter den Aktiven. Die in der Kolonne b aufgeführten Zahlen sind so gebildet, daß $b_n = b_{n-1} + e_n - a_n - i_{n-1} - t_{n-1}$ und die korrigierten Kolonnen so, daß

$$b_i = b - \frac{1}{2} t \text{ und}$$

$$b_t = b - \frac{1}{2} i.$$

Bei der Bestimmung der Invaliditätswahrscheinlichkeit werden somit die Gestorbenen als mitten in dem Beobachtungsjahr ausgetreten angesehen, in welchem der Sterbefall stattfindet und in entsprechender Weise werden die in den Ruhestand getretenen Personen behandelt, wenn es sich um die Bestimmung der Sterbenswahrscheinlichkeiten handelt. Die gefundenen Wahrscheinlichkeiten sind demnach voneinander „unabhängig“, so daß sich die Invaliditätswahrscheinlichkeiten direkt zusammen mit einer anderen Aktivsterblichkeit als der hier gefundenen und ebenfalls sich die Sterbewahrscheinlichkeiten zusammen mit anderen Invaliditätsverhältnissen benützen lassen können.

Behufs Erleichterung des Überblickes über die Erfahrungen wurden diese auf Schemata der folgenden Form eingetragen:

Tabelle II.

Erfahrungen über die Invaliditätsverhältnisse.

Alter zu Anfang des Beobachtungsjahres.

Dienst- zeit	36 Jahre		37 Jahre		38 Jahre		39 Jahre		40 Jahre		41 Jahre	
n	b _i	i	b _i	i	b _i	i	b _i	i	b _i	i	b _i	i
0	146	.	131	.	123.5	1	113	.	87.5	.	95	.
1	295	.	136.5	.	129	.	118	.	114.5	.	89	1
2	92.5	.	272	.	135.5	1	129	.	116	.	108	.
3	60.5	.	87	.	242.5	.	133	.	126	.	113.5	.
4	51.5	1	62	.	86	1	261.5	.	130.5	1	120.5	.
5	37	.	49.5	.	60	.	87	.	100	.	119	.
6	38	.	35	1	51.5	.	56	.	82	.	162	.
.
.
Zus.	801.5	2	892	2	989.5	3	1038.5	2	1103.5	5	1138	1

Durch Addieren der Kolonnen werden die für jedes Alter gewonnenen Erfahrungen ohne Rücksicht auf die Dienstzeit gefunden.

Ein entsprechendes Schema wurde für die Erfahrungen hinsichtlich der Sterblichkeit unter den Aktiven ausgefüllt.

In der nachstehenden Tabelle sind die Resultate über die Untersuchung sämtlicher Dienstzeiten, sowie die durch eine vorläufige, graphische Ausgleichung gefundenen Invaliditäts- und Sterbenswahrscheinlichkeiten aufgeführt.

Tabelle III.

Erfahrungen über die Invaliditätsverhältnisse
der dänischen Staatsbeamten 1878—1907.

Alter	Unter Beobachtung	Invaliditätsfälle	Ausgeglichene Invaliditätswahrscheinlichkeit	Alter	Unter Beobachtung	Invaliditätsfälle	Ausgeglichene Invaliditätswahrscheinlichkeit
20	.	.	0·0007	55	1305·5	11	0·0066
21	.	.	7	56	1286·5	15	78
22	1	.	7	57	1268	4	92
23	1	.	8	58	1251	14	0·0107
24	1	.	8	59	1231	15	123
25	11	.	0·0009	60	1192·5	20	0·0141
26	19	.	09	61	1150	27	160
27	26	.	0·0010	62	1115·5	19	181
28	46	1	11	63	1068·5	16	204
29	75·5	.	11	64	1059·5	19	229
30	114	.	0·0012	65	996	23	0·0256
31	158	.	12	66	953·5	29	285
32	213	.	13	67	894·5	30	335
33	274·5	1	14	68	817	34	475
34	362	.	14	69	737·5	63	775
35	652·5	1	0·0015	70	644·5	89	0·138
36	801·5	2	16	71	526	52	105
37	892	2	16	72	456·5	52	110
38	980·5	3	17	73	380·5	46	121
39	1038·5	2	18	74	313	47	134
40	1103·5	2	0·0018	75	242	38	0·149
41	1138	1	19	76	188·5	24	167
42	1157·5	2	20	77	154·5	31	188
43	1203·5	2	20	78	116·5	20	213
44	1243	1	21	79	90·5	22	242
45	1278·5	3	0·0022	80	61·5	23	0·275
46	1282	2	22	81	35·5	11	312
47	1310	2	23	82	22	5	353
48	1323	2	24	83	17	9	398
49	1342	6	25	84	6·5	.	.
50	1336	6	0·0028	85	8·5	3	.
51	1334	5	33	86	5	1	.
52	1328	4	39	87	3·5	1	.
53	1329·5	7	46	88	2	2	.
54	1321·5	5	55	89	.	.	.
Zusamm.	24697·0	62	.	Zusamm.	19600·5	815	.
				Übertrag	24697·0	62	.
				Zusamm.	44297·5	877	.

Tabelle III.

Erfahrungen über die Sterblichkeitsverhältnisse
der dänischen Staatsbeamten 1878–1907.

Alter	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Ausge- glichene Sterbens- wahr- schein- lichkeit (aktive)	Alter	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Ausge- glichene Sterbens- wahr- schein- lichkeit (aktive)
20	.	.	0·0033	55	1306·5	13	0·0165
21	.	.	33	56	1286·5	15	171
22	1	.	33	57	1275	18	177
23	1	.	33	58	1256	24	184
24	1	.	33	59	1240·5	34	192
25	11	.	0·0033	60	1194	23	0·0202
26	19	.	33	61	1147·5	22	214
27	26	.	33	62	1119·5	27	229
28	45·5	.	34	63	1071	21	246
29	76	1	34	64	1063·5	27	266
30	114	.	0·0035	65	1003·5	38	0·0290
31	158	.	36	66	955·5	33	318
32	213	.	37	67	897	35	352
33	274·5	1	39	68	818	36	394
34	362	.	40	69	722·5	33	446
35	653·5	3	0·0041	70	609·5	19	0·0493
36	803	5	42	71	514	28	538
37	894	6	43	72	441	21	581
38	981·5	5	45	73	369	23	622
39	1039	3	47	74	301·5	24	661
40	1105	5	0·0049	75	231	16	0·0698
41	1139·5	4	51	76	182	11	733
42	1160	7	54	77	144·5	11	766
43	1206	7	57	78	110	7	797
44	1246·5	8	61	79	83	7	826
45	1281·5	9	0·0065	80	54·5	9	0·0853
46	1285	8	70	81	31·5	3	878
47	1315	12	77	82	20·5	2	901
48	1329	14	87	83	12·5	.	922
49	1344	10	0·0100	84	7	1	941
50	1344	22	0·0114	85	7·5	1	0·0958
51	1338·5	14	128	86	4·5	.	973
52	1337	22	140	87	3·5	1	986
53	1335·5	19	150	88	1	.	997
54	1331·5	25	158	89	.	.	.
Zusamm.	24771·0	210	.	Zusamm.	19484·5	583	.
				Übertrag	24771·0	210	.
				Zusamm.	44255·5	793	.

Die in der Kolonne „Ausgeglichene Invaliditätswahrscheinlichkeit“ angeführten Zahlen sind im wesentlichen gebildet, um für die späteren Berechnungen gleichmäßig verlaufende Zahlen zu haben. Aus demselben Grunde sind ausgeglichene Wahrscheinlichkeiten auch für die ganz niedrigen Alter aufgeführt, obwohl die Erfahrungen für Alter unter 35 Jahren so gering an Zahl sind, daß man nur höchst unsichere Schlüsse aus denselben ziehen kann. Die Wahrscheinlichkeiten schließen sich im ganzen recht nahe den wirklichen Erfahrungen an (vergl. Tabelle V). Die Invaliditätswahrscheinlichkeiten sind für die jüngeren Alter ganz außergewöhnlich gering im Vergleich mit den Resultaten anderer Untersuchungen ähnlicher Art. Solches geht deutlich aus der nachstehend angeführten Tabelle IV hervor, in welcher eine derartige Vergleichung vorgenommen ist. Die daselbst benutzten Untersuchungen sind:

1. Für Mitglieder der Pensionskasse der Norwegischen Staatsbahnen während des Zeitraumes vom 1. Januar 1895 bis 30. Dezember 1905.¹⁾

2. Für Beamte der Schwedischen Staatsbahnen vom Jahre 1883—1903.²⁾

3. Für Gothaische Staatsdiener vom Jahre 1850—1889.³⁾

4. Für Bureaubeamte der deutschen Eisenbahnverwaltungen vom Jahre 1882—1889.⁴⁾

Die dänischen Erfahrungen zeigen sehr kleine und nur langsam steigende Invaliditätswahrscheinlichkeiten bis zum Alter von 50 Jahren, dann aber ist für die darauf folgenden Alter die Steigung eine recht erhebliche. Die Wahrscheinlichkeiten sind im ganzen bedeutend geringer als diejenigen Wahrscheinlichkeiten, welche aus den anderen Untersuchungen hervorgegangen sind. Derartige Unterschiede mögen zum Teil auf die mehr oder weniger scharfen Bedingungen, die für die Pensionierung gelten, und auf die besondere Skala, nach welcher die Höhe der Pension bestimmt wird, zurückzuführen sein. Es sind indessen kaum in diesen Verhältnissen, die geringe Neigung der dänischen Beamten, sich pensionieren zu lassen, zu suchen, sondern viel eher in der zuvor erwähnten Tatsache, daß dänische Beamte, deren Ernennung

¹⁾ Oskar Schjöll: *Undersøkelse av den finansielle Stilling pr. 31. Desember 1905 i de norske Statsbaners Pensionskasse-Kristiania 1907.*

²⁾ *Underdanigt Betänkande ang. förändradt ordnande af pensioneringen af Tjänstemän og Betjante vid Statens järnvägar. Stockholm 1905.*

³⁾ Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener-Witwen-Societät am 31. Dezember 1890, von *Joh. Karup*, Dresden 1893.

⁴⁾ Dienstunfähigkeits- und Ausscheidungsstafel für Bureaubeamte Von *A. Riedel*, Assekuranz-Jahrbuch XXVIII. Wien 1907.

durch den König erfolgt ist, als eine etwas mehr exklusive Klasse von Staatsangestellten anzusehen sind, wie solches der Fall ist bei denjenigen Angestellten, welche die Grundlage für die anderen Untersuchungen bilden. Bei einem Vergleiche mit den norwegischen und schwedischen Erfahrungsreihen muß ferner daran erinnert werden, daß diese beiden auf Personen von solchem Beruf basiert sind, daß in jedem Falle ein Teil derselben besonderer Gefahr ausgesetzt ist, erwerbsunfähig zu werden.

Tabelle IV.

Invaliditätswahrscheinlichkeiten.

Alter	I Norwegische Eisenbahn- beamte 1895—1905	II Schwedische Eisenbahn- beamte 1883—1903	III Gothaische Staatsdiener 1850—1889	IV Bureaubeamte deutscher Eisenbahnver- waltungen 1882—1889	V Dänische Staatsbeamte 1878—1907
30	0.0012	0.0001	0.0023	0.0008	0.0012
35	22	05	31	19	15
40	27	13	41	34	18
45	34	33	54	47	22
50	46	69	78	92	28
55	80	0.0213	0.0135	0.0179	66
60	0.0260	445	240	363	0.0141
65	.	569	430	783	256

Die Dänischen Erfahrungen zeigen eine sehr erhebliche Steigung der Invaliditätswahrscheinlichkeiten in den Altersjahren von 68 und 69 und ein Maximum beim Alter von 70 Jahren, von welchem Zeitpunkt ab jeder Beamte ein Anrecht auf Verabschiedung gegen Pension hat, ganz davon abgesehen, ob derselbe dienstunfähig ist oder nicht. Da jedoch die Pensionierungswahrscheinlichkeit im Alter von 70 Jahren nur 13.80 % beträgt, ist es keine überwältigende große Zahl, die von diesem Rechte Gebrauch macht.

Beim Alter von 71 Jahren ist die Pensionierungswahrscheinlichkeit geringer — 10.5 % — und von hier ab allmählich steigend mit einem Anlauf zu weniger ausgeprägten Maxima beim Alter von

75 und 80 Jahren. Diese Maxima sind indessen in der ausgeglichenen Tafel¹⁾ nicht beibehalten.

Wie bereits erwähnt, wurden die Erfahrungen in der Weise aufgestellt, daß eine Untersuchung über den Einfluß ermöglicht wurde, den die erreichten Dienstjahre auf die Pensionierungswahrscheinlichkeit gehabt haben. Für diesen Zweck wurden die Erfahrungen in Gruppen geteilt, von denen die erste zunächst die ersten fünf Jahre nach der erfolgten Ernennung umfaßte, die zweite die darauf folgenden fünf Jahre u. s. w. und für jede dieser Gruppen wurde die wirkliche Anzahl der Invaliditätsfälle mit der nach der Tabelle III berechneten Zahl verglichen. Das Resultat geht aus der nachfolgenden Tabelle V hervor.

Die Erfahrungen sind in Bezug auf das Alter in 5 Gruppen geteilt, und zwar: 1. die jüngeren Alter bis zu einschließlich 59 Jahren, bei denen die Dienstunfähigkeit auf verschiedene, zufällig eintretende Krankheiten oder Schwächezustände zurückzuführen sein wird, 2. die Altersjahrgänge von 60 Jahren bis zu 69 Jahren, in denen die mit dem vorgerückten Alter naturgemäß sich ergebenden Schwächen die größte Rolle spielen werden und schließlich 3. Alter von 70 Jahren und 4.—5. höhere Alterslagen, in welchen drei letzten Fällen nicht allein die Berufsunfähigkeit, sondern auch der eigene Wunsch des Beamten ein Grund zur Pensionierung sein kann. Da das Alter von 70 Jahren gleichzeitig eine Sonderstellung einnimmt, und zwar als den frühesten Zeitpunkt, wo das Alter an und für sich genügenden Grund zur Pensionierung bietet, sind die für dieses Alter gemachten Erfahrungen durchwegs besonders aufgeführt. Für die höheren Alter sind nur die Erfahrungen bis zum 83. Jahre einschließlich mitgezählt.

Eine derartige Teilung des Materials bewirkt natürlich, daß die Zahlen recht klein werden, und daß daher zufällige Umstände eine bedeutende Rolle spielen können. Einige charakteristische Schlüsse kann man indessen vermutlich mit erheblicher Sicherheit aus der aufgeführten Tabelle ziehen. So z. B. ersieht man, daß sich im großen

¹⁾ Da in der Untersuchung mit „nächstem Alter“ bei der Anstellung gerechnet wird, werden die Erfahrungen der einzelnen Altersjahrgänge nicht völlig von einander getrennt gehalten, und es wurde daher für diese kritischen und die ihnen zunächst liegenden Altersjahrgänge eine spezielle Untersuchung angestellt, in dem das Jahr von Geburtstag zu Geburtstag als Beobachtungsjahr diente. Die Pensionierungswahrscheinlichkeit beim Alter von 70 Jahren (659·5 Beobachtungsjahre mit 91 Invaliditätsfällen) erwies sich hierbei von genau derselben Höhe wie bei der eigentlichen Untersuchung (13·8 %), während die genannten Maxima bei 75 und 80 Jahren etwas deutlicher hervortraten. Für die Alter von 68 und 69 Jahren kamen Verschiebungen vor, welche die für diese Alter etwas stark von den Erfahrungen vorkommender Abweichungen der ausgeglichenen Zahlen zu rechtfertigen schienen.

Tabelle V.
Invaliditätsverhältnisse nach Alter und Dienstzeit.
Dienstzeit zu Anfang des Beobachtungsjahres.

Alter	0—4 Jahre				5—9 Jahre				10—14 Jahre				15—19 Jahre				20—24 Jahre			
	Unter- Beob- achtung		Invaliditätsfälle		Unter- Beob- achtung		Invaliditätsfälle		Unter- Beob- achtung		Invaliditätsfälle		Unter- Beob- achtung		Invaliditätsfälle		Unter- Beob- achtung		Invaliditätsfälle	
	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig
59	102975	17	2555	21	78635	2575	56335	31	2384	3653	24	1943	21545	13	1193					
60—69	527	3	1310	20	8125	1997	11885	45	2808	15545	26	3892	1631	41	4649					
70	17	2	235	4	315	435	415	5	614	575	7	795	100	20	1380					
71—75	17	2	195	6	805	934	1155	11	1364	171	16	2062	191	17	2300					
76—83	5	2	698	1	3	652	295	7	650	385	6	776	795	13	1741					
Zus.	108635	26	1393	52	8794	5993	70315	99	7820	51745	79	9168	4159	101	11592					

Alter	25—29 Jahre		30—34 Jahre		35—39 Jahre		40 Jahre und darüber		Sämtliche Dienstjahre	
	Unter- Beob- achtung	Invaliditätsfälle	Unter- Beob- achtung	Invaliditätsfälle	Unter- Beob- achtung	Invaliditätsfälle	Unter- Beob- achtung	Invaliditätsfälle	Unter- Beob- achtung	Invaliditätsfälle
	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig	Wirk- lich	Rech- nungs- mäßig
59	10015	7	817	56	4727	35	2845	31039	121	12196
60—69	1689	40	4600	1793	8395	13	1601	99845	280	28098
70	1115	21	1539	6	1145	50	4135	6445	89	8896
71—75	2735	27	3273	35	3441	50	4135	450	1918	22952
76—83	985	25	2021	92	1999	19	1853	2555	686	11979
Zus.	31770	120	12340	9234	117	11042	13065	14009	870	86941

ganzen eine größere Neigung für Pensionierung mit zunehmender Dienstzeit und dem daraus folgenden höheren Ruhestandsgehalt zeigt. Für Alter von 71 bis 75 Jahren tritt diese Neigung in besonders ausgeprägter Weise zu Tage, wie aus der umstehend angegebenen Tabelle VI ersichtlich. Die wirkliche Anzahl Pensionierungen ist für eine Dienstzeit von 0—9 Jahren nur 70·9 % der rechnungsmäßigen Anzahl, steigt jedoch darauf recht regelmäßig bis sie für eine Dienstzeit von 40 Jahren und darüber 128 % ausmacht. Für Alter von 70 Jahren liegt die Andeutung eines Maximums für die Dienstzeit von 20 bis 29 Jahren vor, während für die höchsten Alter von 76 bis 83 Jahren die Prozentsätze einigermaßen konstant sind.

Tabelle VI.

Alter 70 Jahre und darüber.

Wirkliche Invaliditätsfälle in Prozenten vom rechnungsmäßigen

Dienstjahre	A l t e r			
	70 Jahre	71—75 Jahre	76—83 Jahre	70—83 Jahre
0—9	89·6%	70·9%	101·5%	87·2%
10—19	85·2	78·8		83·1
20—29	140·5	79·0	100·9	100·4
30—39	69·2	116·8	101·2	103·1
40 und darüber	95·5	128·0	89·9	107·3
Zusammen	100·0%	102·4%	96·8%	100·2%

Anders stellen sich die Verhältnisse für Alter unter 70 Jahren, und sind die Resultate über die verschiedenen Dienstalter in nebenstehender Tabelle angegeben.

Für die ersten 5 Dienstjahre ist die Pensionierungswahrscheinlichkeit sehr gering, nur ungefähr die Hälfte der erwarteten. Für die zweiten 5 Dienstjahre beträgt sie ungefähr $\frac{9}{10}$, um dann im dritten Zeitraum von 5 Jahren auf zirka $1\frac{1}{2}$ mal die erwartete Höhe zu steigen. Eine nähere Prüfung der Erfahrungen zeigt, daß es besonders in dem 10. Dienstjahre ist, wo eine erheblich größere Anzahl Pensionierungen stattfindet als sich erwarten ließe (26 Invaliditätsfälle gegen 10·37 rechnungsmäßig). Nach zehnjähriger Dienstzeit beträgt die Pension die Hälfte des Gehaltes und hält sich in unveränderter Höhe in den folgenden 10 Jahren. Diese recht ausgeprägte Diskontinuität in der Pensionsskala bei einer Dienstzeit von 10 Jahren bewirkt also,

Tabelle VII.
Alter 69 Jahre und darunter.

Dienstjahre	Invaliditätsfälle		I in % von II
	Wirklich I	Rechnungs- mäßig II	
0—4	20	38·65	51·7
5—9	41	45·72	86·7
10—14	76	51·92	146·4
15—19	50	58·35	85·7
20—24	54	60·78	88·8
25—29	47	54·77	85·8
30—34	56	47·27	118·5
35—39	35	28·45	123·0
40 und darüber	22	15·23	144·5
Zusammen	401	401·14	100·0

daß besonders viele Beamte ihre Pensionierung gerade nach einer zehnjährigen Dienstzeit suchen und erhalten. Für die folgenden drei fünfjährigen Dienstperioden, die Dienstzeit von 15 bis 29 Jahren inklusive umfassend, scheint die Pensionierungswahrscheinlichkeit im wesentlichen konstant gleich 85 à 90% der erwarteten zu sein und nimmt dann für die folgenden Jahre in der Weise zu, daß sie für eine vierzigjährige Dienstzeit und mehr $1\frac{1}{2}$ mal so groß wie die durchschnittliche ist. Die höchste Pension — $\frac{2}{3}$ des Gehaltes — erreicht man, wie bereits erwähnt, nach einer Dienstzeit von 29 Jahren und es könnte daher die Vermutung naheliegen, daß gerade in dem 30. Dienstjahre eine besonders große Anzahl Pensionierungen stattfinden würde. Dieses ist indessen nicht der Fall, indem eine nähere Prüfung der Erfahrungen zeigt, daß die Pensionierungswahrscheinlichkeit in dem 31., 32. u. s. w. Dienstjahre größer ist als gerade in dem 30. Dieses Verhältnis steht wahrscheinlich in Verbindung damit, daß das Ruhestandgehalt für Dienstzeiten über 20 Jahre recht gleichmäßig variiert und daß das Steigen der Pension nicht notwendig nach einer Dienstzeit von 29 Jahren aufhört. Die Pension wird ja, wie zuvor angegeben, nach dem Verhältnis zum durchschnittlichen Gehalt für die letzten 5 Dienstjahre bestimmt, und wenn der Beamte daher eine Gehaltserhöhung nach erreichter vierundzwanzigjähriger Dienstzeit bekommt, wird das Maximum der Pension nach zurückgelegter neunund-

zwanzigjähriger Dienstzeit nicht erreicht sein. Es wird für den Betreffenden somit ein Grund vorhanden sein, darnach zu trachten, die Pensionierung noch einige Jahre aufzuschieben und die oben erwähnten Verhältnisse scheinen nach dieser Richtung hinzudeuten.

Es ist nicht überflüssig, ausdrücklich darauf aufmerksam zu machen, daß die oben gefundenen Resultate auf einer Durchschnittswahrscheinlichkeit des Eintritts der Invalidität basiert sind und, daß diese Wahrscheinlichkeit — wie wir gesehen haben — auf einem Material fußt, daß, wenn sämtliche Dienstzeiten zusammengelegt werden, nur wenig homogen ist. Dieser Umstand kann Verschiebungen zur Folge haben, wodurch die Resultate in gewissem Grade fälschlich werden können und es dürfte daher nicht angebracht sein, die oben besprochenen Erfahrungen für mehr eingehende Schlüsse zu verwenden. Der Umstand, daß die Erfahrungen an Zahl recht gering sind, mahnt zur Vorsicht in gleicher Richtung.

Die Erfahrungen sind indessen voraussichtlich genügend, um festzustellen:

1. daß die Pensionierungswahrscheinlichkeit des dänischen Beamtenstandes in der betrachteten Periode erheblich geringer als die bei anderen entsprechenden Untersuchungen gefundene gewesen ist:

2. daß, wenn das Ruhestandsgehalt mit den Dienstjahren steigt, dasselbe der Fall sein wird mit der Wahrscheinlichkeit für Pensionierung, und

3. daß Diskontinuitäten in der Pensionsskala entsprechende Diskontinuitäten in der Pensionierungswahrscheinlichkeit als Funktion der Dienstzeit zur Folge haben können.

Man wird aus dem vorhergehenden ersehen, in einem wie hohen Grade es gerade für die Invaliditätswahrscheinlichkeit notwendig ist, daß das zu Grunde liegende Material unter Verhältnissen gesammelt ist, die denjenigen entsprechen, unter denen die gefundenen Wahrscheinlichkeiten in Zukunft angewandt werden sollen.

Wie früher erwähnt, ist seinerzeit eine Untersuchung der Pensionierungsverhältnisse dänischer Pfarrer durch Professor *Westergaard* angestellt worden.

Nachdem mir in wohlwollender Weise Gelegenheit zur Benützung des betreffenden Materials gegeben worden ist, habe ich eine Vergleichung zwischen den Erfahrungen über dänische Pfarrer in dem Zeitraume von 1887—1904 und den oben gefundenen Invaliditätswahrscheinlichkeiten über dänische Beamte von 1878—1907 angestellt. Da die Mittelpunkte der beiden Beobachtungsperioden der 1. Januar 1896 beziehungsweise der 1. Januar 1893 sind, können die Erfahrungsreihen für einigermaßen gleichzeitig angesehen werden. Unter Zu-

grundelegung der Anzahl von Beobachtungsjahren für die Pfarrer wurden mit Benutzung der Invaliditätswahrscheinlichkeiten für dänische Beamte rechnungsmäßige Invaliditätsfälle gebildet und diese mit der wirklichen Anzahl Invaliden verglichen. Das Resultat wird aus der nachstehenden Tabelle hervorgehen:

Tabelle VIII.
Dänische Pfarrer 1887—1904.

Alter	Unter Beobachtung	Invaliditätsfälle		I in % von II
		Wirklich I	Rechnungs- mäßige II	
49	9989·5	14	17·78	78·7
50—59	3877·5	17	24·44	69·6
60—69	2593	47	66·85	70·3
70	234·5	29	32·36	89·6
71—74	698·5	90	80·60	111·7
75—83	464	55	113·85	47·5
Zusammen	17857	252	337·88	74·6

Für die jüngeren Alter (bis zu 69 Jahren) ist die Wahrscheinlichkeit der Pensionierung, soweit die Pfarrer in Betracht kommen, nur 70 à 80% der für „dänische Beamte“ gefundenen Wahrscheinlichkeit. Beim Alter von 70 Jahren ist das Verhältnis ungefähr 90%. Diese niedrigen Pensionierungswahrscheinlichkeiten scheinen zu besagen, daß ein großer Teil der Pfarrer, wahrscheinlich auch ein Teil nicht völlig dienstfähiger, im Amte über 70 Jahre hinaus verbleiben, um sich dann in den nächstfolgenden Jahren pensionieren zu lassen. In der Altersklasse von 71—74 Jahren treten beispielsweise zirka 12% mehr Pfarrer als rechnungsmäßig aus der benützten Tafel hervorgeht, in den Ruhestand. Diejenigen Pfarrer, welche über den Anfang der siebziger Jahre hinaus im Amte verbleiben, scheinen darnach wenig geneigt zu sein, in den Ruhestand zu treten (47·5% der rechnungsmäßigen Anzahl).

Die andere der Aufgaben, deren Lösung durch vorliegende Untersuchungen gesucht wurde, war die Bestimmung der Sterblichkeit unter dänischen Beamten im Dienste (Aktive). In der Tabelle III sind früher sowohl die Erfahrungen selbst, als auch die bei einer vorläufigen graphischen Ausgleichung gefundenen Sterbenswahrschein-

lichkeiten für Aktive wiedergegeben. Eine Betrachtung der so gefundenen Sterblichkeitskurve wird zeigen, daß sie drei Inflexionspunkte hat, und zwar beim Alter von 50 Jahren, beim Alter von 56—57 Jahren und bei dem von 70 Jahren.

Die Steigung der Sterblichkeit für die Aktiven ist demnach größer um das Alter von etwa 50 Jahren als am Schlusse der fünfziger Jahre. Es sind allerdings nicht Erfahrungen von besonders erheblichem Umfang, worauf die genannte Behauptung basiert, indessen ist, wenn sie mit anderen Verhältnissen verglichen wird, verschiedenes, das für die Richtigkeit derselben spricht. Die Invaliditätswahrscheinlichkeiten erhöhen sich in den fünfziger Jahren sehr bedeutend, und, wie wir später sehen werden, haben die in dieser Alterslage in den Ruhestand getretenen Beamten in den ersten Jahren nach ihrer Pensionierung eine Sterblichkeit, die sogar größer ist als die entsprechende Sterblichkeit derjenigen Beamten, die in den sechziger Jahren pensioniert werden. Dieses steht wahrscheinlich damit in Verbindung, daß eine Pensionierung in den fünfziger Jahren in der Regel auf eine stark entwickelte Schwächlichkeit zurückzuführen sein wird, während eine Pensionierung in den sechziger Jahren sich auf Grund einer geringeren Schwächlichkeit und des vorgerückten Alters erklären läßt. Diese Verhältnisse deuten in jedem Falle darauf, daß infolge der Pensionierung eine effektivere Sichtung der aktiven Beamten in der ersten Altersgruppe als in der letzten stattfindet, und dieses gibt wiederum eine Erklärung für die früher erwähnte Eigentümlichkeit bei der Sterblichkeit der Aktiven. Die Sterblichkeitskurve hat außerdem einen Inflexionspunkt beim Alter von 70 Jahren, was demnach besagen will, daß die Sterbenswahrscheinlichkeiten für höhere Alter mit ständig geringerem Betrag steigt. Dieses findet eine natürliche Erklärung darin, daß die in dieser Alterslage sehr großen Pensionierungswahrscheinlichkeiten bewirken, daß die übrigbleibenden aktiven Beamten eine besonders ausgesuchte und lebensfähige Klasse bilden. Man wird bei der Alterslage von 70 Jahren ein sehr ausgeprägtes Beispiel dieser Wechselwirkung zwischen der Pensionierungs- und Sterbenswahrscheinlichkeit finden. Während in dieser Alterslage eine sehr große Anzahl Beamten pensioniert werden, ist die Anzahl von Todesfällen unter den Aktiven sehr gering. Die in Tabelle III angegebenen Erfahrungen sprechen eigentlich dafür, daß die Sterblichkeitskurve beim Alter von 70 Jahren ein Minimum haben sollte. Wenn es indessen als angebracht erachtet worden ist, dieses Minimum zu vermeiden, so ist dieses teils aus dem Grunde geschehen, weil eine Aufstellung nach Altersjahren anstatt, wie hier angewandt, nach Dienstjahren das erwähnte Minimum weniger ausgeprägt (6255 Beobachtungsjahre mit

23 Sterbefällen bei Alterslage von 70 Jahren) machen wird, teils um die Tafel verwendbarer zur Vergleichung mit anderen Sterblichkeitstafeln oder Sterblichkeitserfahrungen zu machen.

Die nach den ausgeglichenen Sterbenswahrscheinlichkeiten berechnete Anzahl der Gestorbenen ist für alle Alter zusammen mit der wirklichen Zahl der Gestorbenen recht übereinstimmend (793·32 rechnungsmäßig gegen 793 wirklich), und auch innerhalb der einzelnen kleineren Altersgruppen ist die Übereinstimmung eine sehr annähernde (vergl. Tafel IX).

Es war von vorneherein nicht zu erwarten, daß die Sterblichkeit während der einzelnen Dienstjahre der Beamten sich wesentlich verschieden von der durchschnittlichen erweisen sollte. Wenn daher das Material hinsichtlich der Aktivsterblichkeit nach Dienstjahren getrennt worden ist, so ist dieses geschehen nicht allein um zu untersuchen, ob eine solche Verschiedenheit existiert oder nicht, sondern auch um sich eine Vorstellung über die Homogenität des Materials im großen ganzen zu bilden. In der nachfolgenden Tabelle IX ist das Resultat einer solchen Trennung in Gruppen nach Alter und Dienstzeit wiedergegeben.

Wenn man, wie in der betreffenden Tabelle, recht kleine Altersgruppen betrachtet, wird das Bild der Sterblichkeit der ersten Jahre kaum in nennenswertem Grade durch die Benützung einer gewöhnlichen Durchschnittstafel für die Vergleichung falsch werden können. Die Zahlen deuten darauf, daß für jüngere Alter kaum die Rede von Mindersterblichkeit während der ersten Dienstjahre sein kann, während für die höheren Alter eine Andeutung einer solchen Mindersterblichkeit vorhanden ist. Die Anstellung einer Berechnung für das erste Dienstjahr allein ergibt für Alter bis zu 49 Jahren 8 wirkliche Sterbefälle gegen 9·45 rechnungsmäßige und für höhere Alter 5 Sterbefälle gegen 6·47 rechnungsmäßige. Diese Zahlen sind so gering, daß sich wohl von einer Andeutung von Mindersterblichkeit, indessen nicht von einem Beweise reden läßt.

Die in der Tabelle IX aufgeführten Zahlen lassen übrigens auf einen nicht geringen Grad von Homogenität des Materials schließen. Eine auffallende Ausnahme bilden jedoch die Zahlen für die Altersklasse von 71—75 Jahren, bei welcher eine sehr starke Abnahme der Sterblichkeit bei steigendem Dienstalter vorhanden zu sein scheint. Es sind nämlich gestorben

für Dienstzeit von 0—9 Jahren	155·4 ⁰ / ₀
„ 10—29 „	137·0 ⁰ / ₀
„ 30 Jahren und darüber	68·6 ⁰ / ₀

der rechnungsmäßigen Anzahl Sterbefälle. Die Zahlen sind hinreichend hoch, so daß diese erheblichen Variationen kaum auf Zufälligkeiten

Tabelle IX.
Sterblichkeit unter den Aktiven.
Getrennt nach Dienstjahren.

Alter	D i e n s t j a h r e									
	0 bis 4		5 bis 9		10 bis 29		30 und darüber		Sämtliche Dienstjahre	
	Sterbefälle		Sterbefälle		Sterbefälle		Sterbefälle		Sterbefälle	
	Wirklich	Rechnungs- mäßig	Wirklich	Rechnungs- mäßig	Wirklich	Rechnungs- mäßig	Wirklich	Rechnungs- mäßig	Wirklich	Rechnungs- mäßig
22—45	38	3402	19	2086	7	947	.	.	61	6435
46—49	13	1154	12	1188	19	2072	.	.	41	4411
50—55	12	1751	25	2128	76	7087	2	115	115	11381
56—60	12	1039	12	1676	80	8018	10	830	114	11503
61—65	6	752	17	1119	81	8181	28	3006	135	13391
66—70	4	573	8	875	74	7981	70	6245	156	15647
71—75	.	093	9	486	62	4527	41	6123	112	11229
76—80	.	030	.	019	16	1645	29	2776	45	4470
81—88	3	211	5	591	8	802
Zusammen	85	8794	102	9907	421	40975	185	19656	793	79332

zurückgeführt werden können. Sie steht wahrscheinlich in Verbindung mit der früher nachgewiesenen bedeutenden Steigung mit dem Dienstalter, die gerade bei diesen Altern in der Pensionierungswahrscheinlichkeit (vergl. Tabelle VI) vorkommt. Eine erhebliche Ausscheidung von Pensionierten wird, wie früher angedeutet, bewirken, daß der zurückbleibende Bestand von Aktiven lebensfähiger wird.

Beamte im Ruhestande.

Die letzte der in der gegenwärtigen Untersuchung gestellten und zu behandelnden Aufgaben bildete die Bestimmung der Sterblichkeit der in den Ruhestand getretenen Beamten. Diese Frage ist von bedeutendem Interesse, umsomehr da nur spärliche Erfahrungen früherer Untersuchungen ähnlicher Art vorliegen. Aus diesen geht jedoch mit hinreichender Deutlichkeit hervor, daß die betreffende Sterblichkeit neben Abhängigkeit vom Alter zugleich in sehr hohem Grade von der seit der Versetzung in den Ruhestand verflossenen Zeit abhängig ist. Es ist daher nicht empfehlenswert, allgemeine Durchschnittstabellen allein mit dem Alter als Argument aufzustellen, sondern man muß das Material auch mit Rücksicht auf diejenige Zeit, welche seit dem Eintreten der Pensionierung verflossen ist, teilen. Das hier vorliegende Material, das im ganzen 1009 in den Ruhestand getretene Beamten umfaßt, ist zwar nicht sehr umfassend, wenn eine solche Doppelteilung stattfinden soll, immerhin wird es einige wertvolle Aufklärungen geben können.

Als Beobachtungsjahre sind diejenigen Jahre benützt, die durch das Datum der Pensionierung abgegrenzt werden, und ist diese im Jahre 1877 oder früher erfolgt, beginnt die Beobachtung demnach mit dem betreffenden Datum im Jahre 1878. Die Beobachtung schließt mit dem Beobachtungsjahre, das im Jahre 1907 endigt, sofern der betreffende Pensionierte nicht zuvor gestorben ist. Das Alter beim Anfang der Beobachtungszeit wird als nächstes Alter in ganzen Jahren gerechnet, und ist die Untersuchung im übrigen nach den früher auseinandergesetzten Prinzipien angestellt. In der nachstehenden Tabelle X ist das Resultat der Sterblichkeitsuntersuchung für Pensionierte für jedes der ersten fünf Jahre nach der Pensionierung besonders und für alle späteren Jahre zusammen wiedergegeben. In der Tabelle sind ebenfalls ausgeglichene Sterbenswahrscheinlichkeiten, wie die Erfahrungen ergeben haben, wenn die fünf ersten Jahre nach Pensionierung nicht mitberücksichtigt werden, aufgeführt. Die Ausgleichung ist graphisch mit dem Zweck vor Augen geschehen, gleichmäßig verlaufende Wahrscheinlichkeiten zur Verwendung bei den folgenden vergleichenden Berechnungen zu haben.

Tabelle X.
Sterblichkeit unter den pensionierten dänischen Staatsbeamten 1878—1907.

Alter	Die am Anfange des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verlossene Zeit												Sämtliche Beobachtungsjahre I—VI	Ausgegliche- ne Sterbens- wahrschein- lichkeit 5 Jahre und darüber (VI) entsprechend	
	0 Jahre I		1 Jahr II		2 Jahre III		3 Jahre IV		4 Jahre V		5 Jahre und darüber VI				
	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle	Unter Beob- achtung	Sterbe- fälle			
29	1	1	.	.
30	.	.	1	1	.	.
31	.	.	.	1	1	.	.
32	1	1	.	.
33	1	.	.	.	1	.	.
34	1	1	.	2	.	.
35	1	.	1	1	3	1	.
36	1	.	1	3	.	.
37	2	.	1	1	1	1	.	5	.	.
38	1	.	2	.	1	.	1	.	.	.	1	.	6	.	.
39	3	1	1	.	2	.	1	.	1	.	1	.	9	1	.
40	2	.	2	.	.	.	2	.	1	.	2	.	9	.	.
41	1	.	2	.	2	.	.	.	1	.	3	.	9	.	.
42	1	1	1	.	2	.	2	.	.	.	4	.	10	1	.
43	2	.	.	.	1	.	2	.	.	.	3	.	10	.	.
44	1	.	2	.	.	.	1	.	2	.	5	.	11	.	.

Tabelle X.
Sterblichkeit unter den pensionierten dänischen Staatsbeamten 1878—1907.

Alter	Die am Anfang des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verlossene Zeit												Sämtliche Beobachtungsjahre I—VI	Ausgegliche Sterbenswahrscheinlichkeit 5 Jahre und darüber (VI) entsprechend	
	0 Jahre I		1 Jahr II		2 Jahre III		3 Jahre IV		4 Jahre V		5 Jahre und darüber VI				
	Unter Beobachtung	Sterbefälle	Unter Beobachtung	Sterbefälle	Unter Beobachtung	Sterbefälle	Unter Beobachtung	Sterbefälle	Unter Beobachtung	Sterbefälle	Unter Beobachtung	Sterbefälle			
Übertrag	211	19	173	16	139	11	104	3	89	4	445	11	1161	64	
65	27	.	15	2	15	.	24	2	11	1	62	7	154	12	0.049
66	25	4	27	2	13	1	13	1	23	.	63	5	164	13	53
67	29	6	22	1	25	.	12	2	12	1	85	4	185	14	57
68	33	3	21	3	21	.	23	2	10	.	94	5	202	13	62
69	27	3	27	1	18	.	22	2	22	1	95	14	211	21	67
70	95	11	24	5	25	6	20	2	19	.	104	6	287	30	0.072
71	69	5	82	6	23	4	20	1	18	2	116	5	328	23	77
72	45	7	62	3	74	8	19	1	17	2	122	12	339	33	82
73	53	6	35	3	59	6	67	6	19	1	128	11	361	33	87
74	45	5	44	2	31	4	50	4	59	3	130	8	359	26	93
75	46	4	41	6	43	3	26	.	44	3	179	20	379	36	0.099
76	34	6	42	2	35	2	38	6	24	2	195	15	368	33	0.105
77	30	6	23	2	40	6	34	7	31	3	197	30	355	54	112
78	22	4	24	4	20	2	31	2	27	3	192	15	316	30	120
79	17	2	17	4	19	2	17	1	29	5	197	25	296	39	128

80	2	4	13	2	11	1	17	1	17	3	185	21	271	32	0137
81	17	2	21	7	10	1	17	1	17	2	170	22	247	36	146
82	10	2	15	1	15	1	10	1	10	1	155	30	212	35	155
83	8	1	8	2	14	3	6	3	6	1	126	22	176	31	164
84	3	.	7	.	6	2	11	2	11	1	100	21	139	27	174
85	1	.	3	1	6	1	10	1	10	1	82	13	109	16	0185
86	3	1	1	.	6	.	5	.	5	1	73	15	90	18	197
87	1	.	2	.	1	1	5	1	5	2	59	15	69	18	209
88	1	.	1	.	1	1	.	1	.	.	46	4	51	5	222
89	1	1	1	.	2	40	12	45	13	235
90	1	1	2	1	2	.	28	4	32	5	0249
91	26	6	27	6	264
92	1	1	1	.	1	.	18	5	19	5	279
93	13	6	13	6	295
94	6	1	6	1	312
95	4	1	4	1	0330
96	3	1	3	1	350
97	2	.	2	.	372
98	2	2	2	2	397
Zusamm.	881	102	754	75	670	61	598	54	537	43	3542	387	6382	732	

Die in der Kolonne „Sämtliche Beobachtungsjahre“ angeführten Resultate sind in der nachstehenden Tabelle XI in Altersgruppen gesammelt und die daraus berechneten Sterbenswahrscheinlichkeiten für Pensionierte mit den entsprechenden für Aktive verglichen (vergl. Tabelle III).

Tabelle XI.
Sämtliche Beobachtungsjahre.

Alter	Unter Beobachtung	Sterbefälle	Sterbenswahrscheinlichkeit für Pensionisten	Sterbenswahrscheinlichkeit für aktive
29—49	155	8	0·052	0·006
50—59	434	27	62	0·017
60—64	572	29	51	23
65—69	916	73	80	36
70—74	1674	145	87	59
75—79	1714	192	0·112	75
80—94	1045	161	154	89
85—89	364	70	192	98
99—98	108	27	250	.
Zusammen	6982	732	.	.

Man ersieht, daß die durchschnittliche Sterbenswahrscheinlichkeit für Pensionierte in allen Altersklassen bedeutend größer als für Aktive ist, und daß der Unterschied für die jüngeren Alter auffallend groß ist. Für die Alter in den fünfziger Jahren ist die Sterblichkeit der Pensionierten nicht nur im Verhältnis zur Sterblichkeit der Aktiven, sondern auch absolut größer als die entsprechende Sterblichkeit anfangs der sechziger Jahre. Für Alter unter 50 Jahren sind die Zahlen so gering, daß man keine verlässlichen Schlüsse auf Basis derselben ziehen kann.

Man bekommt jedoch nur ein sehr summarisches Bild über die Verhältnisse, wenn man die angegebenen Durchschnittsresultate, die nur das Alter berücksichtigen, benützt. Eine detailliertere Vorstellung über den Verlauf der Sterblichkeit der Pensionierten kann man, wie angedeutet, sich nur dadurch bilden, daß man eine Teilung hinsichtlich der von der erfolgten Pensionierung verflossenen Zeit vornimmt. Es sind daher auf Basis der in den letzten Kolonnen der Tabelle X angeführten Sterbenswahrscheinlichkeiten rechnungsmäßig Gestorbene für die Beobachtungen eines jeden einzelnen Jahres, von der erfolgten

Pensionierung ab gerechnet, gebildet worden. In der nachstehenden Tabelle XII sind die in solcher Weise gefundenen rechnungsmäßig Gestorbenen zugleich mit der entsprechenden Anzahl Beobachtungsjahre und wirklich vorgekommenen Anzahl Sterbefälle aufgeführt.

Tabelle XII.

Sterblichkeit unter den pensionierten dänischen Staatsbeamten 1878—1907.

Alter	Die am Anfang des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verlossene Zeit								
	0 Jahre			1 Jahr			2 Jahre		
	Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle	
		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig
50—59	83	7	2·53	66	5	2·01	49	7	1·49
60—68	213	20	10·26	171	17	8·23	148	5	7·22
69—74	334	37	26·45	274	20	22·07	230	28	18·86
75—79	149	22	16·30	147	18	16·11	157	15	17·25
80—85	67	9	9·89	70	13	10·70	63	5	9·94
86—98	6	2	1·26	5	.	1·08	7	1	1·53
Zus.	852	97	66·69	733	73	60·20	654	61	56·29

Alter	Die am Anfang des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verlossene Zeit								
	3 Jahre			4 Jahre			0—4 Jahre		
	Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle	
		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig
50—59	40	2	1·23	30	1	0·91	268	22	8·17
60—68	121	8	6·00	101	4	4·89	754	54	36·60
69—74	198	16	16·49	154	9	12·76	1190	110	96·63
75—79	146	16	16·27	155	16	17·30	754	87	83·23
80—85	66	9	10·38	70	9	10·96	336	45	51·87
86—98	12	3	2·59	13	3	2·82	43	9	9·28
Zus.	583	54	52·96	523	42	49·64	3345	327	285·78

Tabelle XII.

Sterblichkeit unter den pensionierten dänischen Staatsbeamten 1878—1907.

Alter	Die am Anfang des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verflossene Zeit								
	5 Jahre			6 Jahre			7 Jahre		
	Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle	
		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig
50—68	115	10	5·25	98	4	4·57	77	2	3·53
69—74	93	6	7·44	82	9	6·67	79	8	6·33
75—79	167	15	18·31	145	13	16·26	125	21	14·26
80—85	72	10	11·07	66	6	10·06	73	9	11·16
86—98	18	4	3·92	21	5	4·55	22	3	4·84
Zus.	465	45	45·99	412	37	42·11	376	43	40·12

Alter	Die am Anfang des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verflossene Zeit								
	8 Jahre			9 Jahre			10 bis 14 Jahre		
	Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle	
		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig
50—68	72	5	3·39	55	3	2·50	159	7	6·94
69—74	66	6	5·35	58	5	4·60	197	16	15·90
75—79	98	9	11·43	82	6	9·47	197	27	22·32
80—85	70	14	10·85	69	14	10·70	313	49	48·77
86—98	23	6	5·11	19	2	4·38	90	23	21·16
Zus.	329	40	36·13	283	30	31·65	956	122	115·09

Tabelle XII.

Sterblichkeit unter den pensionierten dänischen Staatsbeamten 1878—1907.

Alter	Die am Anfang des Beobachtungsjahres seit Pensionierung verfllossene Zeit					
	15 Jahre und darüber			5 Jahre und darüber		
	Unter Beobachtung	Sterbefälle		Unter Beobachtung	Sterbefälle	
		Wirklich	Rechnungsmäßig		Wirklich	Rechnungsmäßig
50—68	113	1	4·86	689	32	31·04
69—74	120	6	9·76	695	56	56·05
75—79	146	14	16·45	960	105	108·50
80—85	155	30	24·86	818	132	127·47
86—98	127	29	30·89	320	72	74·85
Zusammen	661	80	86·82	3482	397	397·91

Betrachtet man die Resultate sämtlicher Alter in der Tabelle im ganzen, zeigt sich eine Mehrsterblichkeit in den ersten Jahren nach Eintreten in den Ruhestand. So sind beispielsweise gestorben im

ersten	Jahre . . .	145 ‰
zweiten	„ . . .	121 ‰
dritten	„ . . .	108 ‰
vierten	„ . . .	102 ‰

von der nach der benutzten Schlußtafel rechnungsmäßig sich ergebenden Anzahl Sterbefälle. Für das fünfte, sechste und siebente Jahr ist die wirkliche Anzahl Sterbefälle ein wenig geringer als die rechnungsmäßige und es liegt somit für diese Jahre eine Andeutung einer geringen Mindersterblichkeit vor. Ein derartiger Verlauf der Invalidensterblichkeit hat einen nicht geringen Grad von Wahrscheinlichkeit für sich. Nach einigen Jahren sehr großer Sterblichkeit würde es natürlich sein, daß Jahre folgen würden, in denen die Abweichung nach entgegengesetzter Richtung geht und demnach ein Minimum von Sterblichkeit ergeben würde. Übrigens zeigen die einzelnen Jahre nach

dem fünften jedes für sich eine recht gute Übereinstimmung mit der gebildeten Schlußtafel.

Eine Teilung des Materiales nach Altersklassen wird Aufklärung darüber erteilen können, in welcher Weise die vorgenannten als Durchschnitt für alle Alter sich ergebenden Resultate entstanden sind. Eine solche Teilung ist in der nachstehenden Tabelle XIII geschehen.

Tabelle XIII.

Pensionierte dänische Staatsbeamte.

Die beobachtete Sterblichkeit in % der rechnungsmäßigen.

Alter	Die seit Pensionierung verflossene Zeit				
	0 Jahre %	1—2 Jahre %	3—5 Jahre %	6—9 Jahre %	10 Jahre und darüber %
50—68	211	179	137	100	68
69—74	140	117	84	122	86
79—79	135	99	91	95	106
80—98	99	82	91	96	104
Zusammen	145	115	95	100	100

Aus der Tabelle geht hervor, daß die Mehrsterblichkeit in den ersten Jahren nach dem Eintritt in den Ruhestand in den jüngeren Altersklassen erheblich mehr ausgeprägt ist als in den höheren, und daß hinsichtlich der jüngeren Alter eine stetige Abnahme der Sterblichkeit, je nachdem die seit der Pensionierung verflossene Zeit fortschreitet, stattfindet.¹⁾ Für jede der drei Altersklassen über ein Alter von 69 Jahren zeigt sich wieder das oben erwähnte Minimum der Sterblichkeit einige Jahre nach der Pensionierung. Für die höchsten Alter von 80—98 Jahren scheint die Sterblichkeit im ersten Jahre der Pensionierung nicht größer als die angewendete Schlußsterblichkeit zu sein, für das zweite Jahr etwas niedriger und darnach allmählich steigend. Der Verlauf der Sterblichkeit als Funktion der seit der

¹⁾ Für die Alter unter 50 Jahren (vergl. Tabelle X) geben die an Zahl sehr geringen Erfahrungen eine ähnliche Richtung an, indem im ersten Jahre nach der Pensionierung im ganzen 5 Sterbefälle, entsprechend 29 Beobachtungsjahren, im zweiten Jahre 2 Sterbefälle, entsprechend 21 Beobachtungsjahren und in den gesamten folgenden Jahren 1 Sterbefall, entsprechend 105 Beobachtungsjahren, vorhanden sind.

Pensionierung verflossenen Zeit scheint demnach für die ältesten und jüngsten Altersklassen recht verschieden zu sein.

Wenn das benützte Material oben in so ausführlicher Weise wiedergegeben, ist der Zweck gewesen, in größtmöglicher Ausdehnung die Basis klar zu legen, worauf die aufgestellten Schlüsse ruhen. Die Geringfügigkeit des Materials macht, daß einige derselben eher als Hypothesen, die eine gewisse Wahrscheinlichkeit für sich haben als solche, die bewiesene Resultate ergeben, angesehen werden müssen.

XIV. — A₂.

Über Hermann Olsens Formel für die Invalidensterblichkeit.

Von N. R. Jörgensen, Kopenhagen.

Unter den hinterlassenen Papieren des verstorbenen Herrn *Hermann Olsen* (Mathematiker der dänischen Lebensversicherungsgesellschaft „Hafnia“) fand sich ein Versuch einer analytischen Ausgleichung von doppelt abgestuften Invalidensterbetafeln. War es auch nur ein Versuch, der, wenn Herr *Olsen* gelebt hätte, ihn selbst kaum hätte befriedigen können, und kann auch die Arbeit in mehreren Beziehungen eine strenge wissenschaftliche Kritik nicht bestehen, es findet sich doch in diesem Versuch eine Idee, die verdient, allgemein bekannt zu werden. Herr *Olsen* betrachtet die Invaliditätsdauer als eine Parameter, durch dessen Variation eine Schar von „Sterbekurven“ hervorgeht und die „Schlußkurve“ ist eine Grenzkurve dieser Sterbekurven, beim Unendlichsetzen der Parameter hervorgegangen. Sei es auch gewissermaßen eine etwas paradoxe Idee, die Schlußkurve beim Unendlichsetzen der Invaliditätsdauer zu bilden, ist doch der tragende Gedanke, die Schlußkurve in stetiger Weise aus den Sterbekurven hervorgehen zu lassen, von hervorragender Bedeutung und meines Wissens niemals vorher zur Ausführung gebracht worden. Es ist deshalb meiner Meinung durch die Veröffentlichung dieser Idee, dem zu früh verstorbenen Mathematiker ein Denkmal zu setzen.

* * *

Vor der näheren Besprechung der *Olsenschen* Arbeit bemerke ich, daß die Ausgleichung für praktische Zwecke bestimmt war. Sie war dazu bestimmt, eine Grundlage einer Pensionskasse zu bilden, wo man nicht wünschte, die große Sterblichkeit im ersten Invaliditätsjahr zu benutzen. Herr *Olsen* hat deshalb die Erfahrungen des ersten Invaliditätsjahres abgeschnitten und rechnete das zweite Invaliditäts-

jahr als das erste, das dritte als das zweite u. s. w. Durch dieses Verfahren wird die Aufgabe wesentlich erleichtert, verliert aber auch insofern ihre wissenschaftliche Bedeutung, als die Ausgleichungsformel nicht aus einem wirklichen aber nur aus einem fingierten Erfahrungsmaterial hervorgegangen ist; und es war im voraus zweifelhaft, ob es auch möglich wäre, die Invalidensterblichkeit im ersten Invaliditätsjahr durch eine Formel dieser Charakter in genügender Weise darzustellen. Wenn ich die *Olsensche* Untersuchungen publizieren wollte, dann wäre meine Aufgabe eine zweifache: Erstens ausfindig zu machen, in welcher Art und Weise Herr *Olsen* seine Formel gefunden hatte, und zweitens zu versuchen, in wie weit eine Formel dieses Charakters wirklichen Beobachtungen genügen konnte. Bevor ich meine eigenen Untersuchungen zur Lösung dieser zweifachen Aufgabe bespreche, werde ich die *Olsensche* Formel vorausschicken:

Bezeichnet man durch $x - t$ die Alter im Invalidisierungsaugenblick und durch t die Invaliditätsdauer eines jetzt x -jährigen Invaliden, dann lautet die Ausgleichungsformel:

$$-\log^i l_{x-t+1} = 0.003 x + 10^{0.044 x + 6.238} + 10^{3.2 - 0.0006 (x - t - 35)^2 - 1.7 t - 0.017.2}$$

und die Schlußkurve wird hieraus bei $t = \infty$ zu setzen gebildet

$$-\log x = 0.003 x + 10^{0.044 x + 6.238}.$$

Wie diese Formel den Beobachtungen genügt, geht aus der nebenstehenden Tafel hervor, in welcher die Kursivziffern beobachtete und die gewöhnlichen ausgeglichene sind.

Wie man sieht, darf wohl die Darstellung nach dem vorläufigen Charakter der Rechnung als genügend angesehen werden.

Wenn ich jetzt dazu übergehe, meine Untersuchungen über die Art und Weise, in welcher Herr *Olsen* zu seiner Formel gelangt ist, zu besprechen, muß ich gleich sagen, daß, was den ersten Teil meiner Untersuchungen betrifft, ist er leider negativ ausgefallen, insofern es nicht möglich war, trotz vieler Mühe ausfindig zu machen, in welcher Art und Weise die Formel gebildet war; die Papiere bildeten ein wahres Chaos und waren mit Rechnungen einer Menge verschiedener Untersuchungen bedeckt. Es ist doch möglich gewesen, mit Sicherheit festzustellen, daß der Gedanke *Olsens* bei der Arbeit gewesen ist, die *Makehamsche* Formel als Grundlage zu benützen (die Schlußkurve) und dann nach und nach die Darstellung durch Zusatzglieder zu verbessern, bis ihm die Darstellung genügend schien. Von der Exponentialfunktion $0.017.2^t$ weiß ich durch mündliche Überlieferung, daß die

$\begin{array}{c} t= \\ x-t \end{array}$	0	1	2	3	4	5	6	7	8
35	4'0054 4'0042	3'9447 3'9384	3'9053 3'8989	3'8763 3'8700	3'8550 3'8502	3'8402 3'8375	3'8312 3'8297	3'8265 3'8254	3'8215 3'8215
40	3'9812 3'9813	3'9220 3'9238	3'8833 3'8856	3'8548 3'8559	3'8335 3'8339	3'8184 3'8183	3'8088 3'8088	3'8034 3'8034	3'7976 3'7981
45	3'9452 3'9476	3'8907 3'8954	3'8547 3'8590	3'8276 3'8302	3'8070 3'8092	3'7920 3'7932	3'7817 3'7821	3'7745 3'7751	3'7678 3'7684
50	3'8983 3'9051	3'8505 3'8598	3'8181 3'8262	3'7930 3'7990	3'7734 3'7775	3'7580 3'7601	3'7465 3'7468	3'7373 3'7370	3'7283 3'7279
55	3'8412 3'8512	3'8004 3'8096	3'7716 3'7781	3'7481 3'7519	3'7286 3'7306	3'7120 3'7128	3'6981 3'6984	3'6855 3'6850	3'6727 3'6722
60	3'7728 3'7769	3'7376 3'7398	3'7106 3'7106	3'6872 3'6858	3'6660 3'6644	3'6463 3'6451	3'6278 3'6272	3'6095 3'6086	3'5902 3'5884
65	3'6877 3'6911	3'6548 3'6547	3'6267 3'6237	3'6001 3'5952	3'5740 3'5691	3'5478 3'5440	3'5212 3'5182	3'4933 3'4900	3'4632 3'4592
70	3'5741 3'5741	3'5384 3'5331	3'5043 3'4970	3'4695 3'4619	3'4332 3'4269	3'3950 3'3908	3'3543 3'3512	3'3103 3'3080	3'2623 3'2611
75	3'4106 3'4121	3'3646 3'3571	3'3168 3'3095	3'2661 3'2611	3'2113 3'2078	3'1519 3'1494	3'0872 3'0865	3'0165 3'0175	2'9388 2'9410
80	3'1605 3'1695	3'0929 3'0922	3'0201 3'0189	2'9409 2'9410	2'8540 2'8555	2'7588 2'7611	2'6541 2'6601	2'5390 2'5545	2'4120 2'4366

Grundzahl 2 ganz willkürlich gewählt ist; es war die Absicht, dadurch die zweite Exponentialfunktion $10^{3 \cdot 2 + \dots}$ u. s. w. zu sehr schnellem Verschwinden zu bringen.

Meine zweite Aufgabe war, zu untersuchen, inwieweit eine Formel von obigem Charakter auch anwendbar war, wenn man die Erfahrungen aus dem ersten Invaliditätsjahre mitnimmt. Dem Olsenschen Verfahren zur Konstantenbestimmung gemäß, bestimmte ich erst die Schlußkurve, subtrahierte diese von den Beobachtungen und bildete die Logarithmen dieser Differenzen, wodurch ich die Exponente zum zweiten Glied der Formel bekam, eine Exponente, die nach der Olsenschen Formel die folgende Gestalt haben mußte

$$P(x, t) + f.g^t,$$

wo $P(x, t)$ bedeutet ein Polynom zweiten Grades in den zwei Variablen t und $x-t$. Es ergab sich gleich, daß es notwendig war, in $P(x, t)$ das Glied von Form $K.t.(x-t)$ mitzunehmen, welches

Glied in der *Olsenschen* Formel ganz fehlt; es ging auch aus den vorläufigen Untersuchungen hervor, daß es sehr nützlich war, ein exponentielles Glied von Form $f_1 \cdot g_1^{x-t}$ mitzunehmen, wodurch die Formel die folgende, im zweiten Glied symmetrische Gestalt bekam:

$$-\log l_{[x-t]+t} = a + b x + 10^c x + d + 10^{P(x,t) + f \cdot g^t + f_1 \cdot g_1^{x-t}}.$$

Da die Konstanten a, b, c und d der Schlußkurve schon bestimmt waren, wurden zuerst die Konstanten f, g, f_1 und g_1 bestimmt, die Exponentialfunktionen wurden von $P(x, t) + f \cdot g^t + f_1 \cdot g_1^{x-t}$ subtrahiert; es erübrigt dann nur die Bestimmung der Konstanten in Polynom $P(x, t)$, welche Konstanten durch ein interpolatorisches Verfahren mittels einer verallgemeinerten *Newtonschen* Interpolationsformel ermittelt wurden. Als Resultat ergab sich dann die folgende Formel:

$$\begin{aligned} \log l_{[x-t]+t} = & \nu 5556 - 0.01598 x - 10^{0.0301 x + \nu 67337} + \\ & \begin{cases} + 0.79009 (0.7266)t + 0.06255 (1.05)^{x-t} \\ - 0.00039 (x-t-35)^2 + 0.00214 t (x-t-35) \\ - 1.32749 + 0.06749 t - 0.01320 t^2 - 0.02619 (x-t-35) \end{cases} \\ & + 10 \end{aligned}$$

welche Formel die Beobachtungen amtlicher Nachrichten des Reichsversicherungsamtes darstellen, wie es aus der nebenstehenden Tafel hervorgeht.

Wie man sieht, besitzt die Formel eine große Menge Konstanten und die Darstellung ist doch nicht überall befriedigend. Insoweit hat auch der zweite Teil meiner Untersuchung ein negatives Resultat gegeben; doch ist bewiesen, daß es möglich sein muß, die Invalidensterblichkeit durch eine stetige Funktion darzustellen, und daß somit der *Olsensche* Grundgedanke richtig ist, obgleich eine verbesserte Formel noch erfunden werden könnte.

Als eine solche werde ich die folgende Formel in Vorschlag bringen, nämlich

$${}^{\text{II}}\log l_{[x-t]+t} = P_n(\sqrt{x-t}, \sqrt{t}) + f g^{\sqrt{x-t}} + f_1 g_1^{\sqrt{t}},$$

wo P_n bedeutet eine Polynom n ten Grades in die zwei Variabeln $x-t$ und t , f und f_1 Polynomen beziehungsweise in $\sqrt{x-t}$ und \sqrt{t} (eventuell Konstanten). Die Ursachen, warum ich eine Formel dieses oder eines ganz ähnlichen Charakters bevorziehe, sind die folgenden:

1. Die Invalidensterblichkeit im ersten Invaliditätsjahr ist der allgemeinen Kindersterblichkeit sehr ähnlich; es liegt deshalb sehr nahe für diese Sterblichkeit eine Formel analog der *Oppermanschen* Kindersterbeformel $\mu_x = \frac{a}{\sqrt{x}} + b + c \sqrt{x}$ anzuwenden.

$x-t$	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	∞
35	904115 904554	902306 902158	901064 900935	900334 900222	989792 989719	989355 989298	988991 989006	988688 988733	988443 988490	988252 988268	988111 988063	987861 987869
40	902131 902868	900923 900865	989863 989814	989238 989187	988764 988729	988373 988359	988034 988044	987743 987771	987499 987523	987303 987294	987152 987080	986872 986872
45	900803 901175	899527 899519	988613 988631	988074 988079	987659 987658	987305 987304	986989 986990	986706 986713	986460 986461	986256 986225	986095 986000	985769 985770
50	989166 989440	988069 988097	987267 987363	986798 986884	986430 986489	986107 986144	985806 985833	985528 985550	985275 985286	985058 985031	984989 984767	984491 984494
55	987497 987696	986516 986547	985781 985947	985363 985516	985028 985148	984723 984815	984429 984503	984113 984211	983873 983917	983633 983611	983364 983291	982917 982955
60	985739 985739	984805 984919	984096 984408	983700 983998	983380 983634	983080 983291	982775 982955	982461 982600	982157 982226	981872 981831	981802 981415	980976 980977
65	983879 983794	982904 983124	982151 982647	981749 982228	981424 981831	981105 981415	980763 980977	980394 980515	980011 980028	979638 979515	979567 978973	978337 978398
70	982118 981674	980358 981064	980050 980568	979632 980079	979242 979566	978871 979024	978412 978449	977916 977839	977400 977192	976842 976504	976374 975773	974051 974995

2. Wenn man je eine der Variablen t beziehungsweise $x - t$ konstant setzt, bekommt man zwei Kurvenscharen („Hilfskurven“ und „Transversalkurven“), welche bei Invaliditätserfahrungen fast ganz denselben Charakter besitzen; die Ausgleichsformel muß also eine gewisse Symmetrie in den Variablen t und $x - t$ besitzen.

3. Die dänischen Mathematiker *Oppermann* und *Thiele* haben gezeigt, daß man sehr gute Resultate einer analytischen Ausgleichung bei Einführen der Quadratwurzel des Alters als variabel statt des Alters selbst bekommt; man erreicht ja dadurch auch, daß die Formel selbst eine Invalidensterblichkeit vor der Invalidisierung unmöglich macht, indem $\log {}^1l_{[x-t]+t}$ in diesem Falle imaginär wird. Die Sterbeintensität bekommt eine Singularität im Invalidisierungsaugenblick.

4. Die Formel ist eine ganz natürliche Generalisation für zwei Variablen der *Thieleschen* Sterbeformel einer Variabel.

Setzt man in dieser Formel $t = \infty$, bekommt man indessen keine „Schlußkurve“, aber die Sterbeintensität wird unendlich groß, was sie selbstverständlich auch muß; denn nimmt man an, daß aus $t = \infty$ nicht auch $x = \infty$ folgt, dann wirft man sich ganz und gar ins paradoxe hinaus. Die *Olsensche* Betrachtungsweise ging dahin aus, die „Schlußkurve“ als Grenzkurve der Transversalen ($x - t = \text{konstant}$) zu betrachten; eine solche Grenzkurve existiert meiner Meinung nach indessen gar nicht, oder zieht sich jedenfalls in einen Punkt zusammen. Der Begriff Schlußsterblichkeit ist überhaupt nur für praktische Zwecke gebildet; es schien fast selbstverständlich, daß die Wirkung der Invalidisierung sich das ganze Leben hindurch merkbar macht, wenn auch nur in sehr geringem Grad; doch bleibt die Invalidensterblichkeit immer viel größer als die allgemeine Bevölkerungssterblichkeit. Allerdings verlaufen die Sterbekurven bald so dicht, daß es möglich ist, sie in Praxis als zusammenfallend zu betrachten und für das „unbewaffnete Auge“ bilden sie dann eine Schlußkurve; benutzt man aber ein „Mikroskop“, verlaufen sie wieder getrennt. Man darf auch niemals vergessen, daß der Begriff „Schlußkurve“ gewissermaßen Kontinuität ausschließt und deshalb einer nach strengen wissenschaftlichen Prinzipien gebildeten Sterbeformel ganz und gar fremd ist.

Zur Konstantenbestimmung in einer Formel dieses Charakters benützt man am bequemsten die Interpolationsrechnung. In einer Tabelle mit äquidistanten Argumenten bildet man die $(n + 1)^{\text{ten}}$ Differenzen bezüglich der beiden Variablen; dadurch verschwindet $P_n(V_{x-t}, V_t)$. Das Verhältnis zweier auf einander folgenden $(n + 1)^{\text{ten}}$ Differenzen ist dann g beziehungsweise g_1 ; diese gefunden, findet man ohne Mühe f und f_1 und dadurch die zwei Exponentialfunktionen; werden diese von dem ursprünglichen Tafelwerte subtrahiert, bekommt man die Polynom

$P_n(\sqrt{x-t}, \sqrt{t})$, deren Konstanten sich bestimmen lassen durch mehrmalige Interpolationen in demselben Argumentenpaar mittels der allgemeinen *Newtonschen* Interpolationsformel für zwei Variablen generalisiert.

Hat man die folgende Tafel der Funktion A_{xy} von zwei Variablen

	$y = y_1$	y_2	y_3	
x				
x_1	A_{11}	A_{12}	A_{13}	. . .
x_2	A_{21}	A_{22}	A_{23}	. . .
x_3	A_{31}	A_{32}	A_{33}	. . .
	.	.	.	
	.	.	.	
	.	.	.	

kann man die folgenden zwei Reihen „dividierter Differenzen“ erster Ordnung bilden.

1. Reihe:

$$\partial_y (x_1; y_1 y_2) = \frac{A_{12} - A_{11}}{y_2 - y_1}$$

$$\partial_y (x_1; y_2 y_3) = \frac{A_{13} - A_{12}}{y_3 - y_2}$$

u. s. w.

2. Reihe:

$$\partial_x (y_1; x_1 x_2) = \frac{A_{21} - A_{11}}{x_2 - x_1}$$

$$\partial_x (y_1; x_2 x_3) = \frac{A_{31} - A_{21}}{x_3 - x_2}$$

u. s. w.

und aus diesen bildet man 3 Reihen „dividierter Differenzen“ zweiter Ordnung.

1. Reihe:

$$\partial_{x^2}^2 (x_1; y_1 y_2 y_3) = \frac{\partial_y (x_1; y_2 y_3) - \partial_y (x_1; y_1 y_2)}{y_3 - y_1}$$

u. s. w.

2. Reihe:

$$\partial_{x^2}^2 (y_1; x_1 x_2 x_3) = \frac{\partial_x (y_1; x_2 x_3) - \partial_x (y_1; x_1 x_2)}{x_3 - x_1}$$

u. s. w.

Interpoliert man aber mehrmals in demselben Argumentenpaar x und y , werden die dadurch gefundenen dividierten Differenzen genau die gesuchten Koeffizienten der *Taylorschen* Reihe der Funktion A_{xy} ; dadurch ist die vorläufige Konstantenbestimmung zu Ende gebracht. Die Rechnungen gestalten sich sehr übersichtlich und bequem, fast automatisch, wenn man die Differenzenschema in praktischer Weise anordnet.

XIV. — B.

Die Invaliditätswahrscheinlichkeit als Funktion der Berufsdauer und des Dienstalters.

Von Dr. **Johannes Karup**, Gotha.

Daß die Invaliditätswahrscheinlichkeit von der zurückgelegten Dauer der Berufstätigkeit beeinflußt wird, ist so gut wie selbstverständlich. Wenn gleichwohl dieses Moment in den statistischen Untersuchungen fast nirgends unmittelbare Berücksichtigung gefunden hat, so liegt die Erklärung hierfür darin, daß der Beginn der Tätigkeit in fast allen Berufen auf ein engbegrenztes, jugendliches Alter fällt, der Einfluß von Alter und Dauer der Berufstätigkeit also kaum zu scheiden ist und beide Momente schon in der Klassifikation nach einem derselben, dem Alter, zur Geltung kommen. Auch bei derjenigen Berufsklasse, deren Invaliditätsverhältnisse bisher am gründlichsten untersucht worden sind, den Eisenbahnbediensteten, ist, zum mindesten in Deutschland, ein jugendliches Eintrittsalter von höchstens 25 Jahren die Regel und nur, wenn es sich um Militäranwärter handelt, kann sich der Eintritt in den neuen Beruf auf etwa das 32. Lebensjahr verschieben. Umsomehr muß es überraschen, wenn Fachleute neuerdings vielfach die Ansicht vertreten, es seien die jetzigen Invaliditätstafeln, sobald wie möglich durch solche, die sowohl Alter wie Berufsdauer berücksichtigen, zu ersetzen. Man beruft sich dabei auf eine 1905 von *Blaschke* veröffentlichte Arbeit ¹⁾, nach der allerdings die Beamten einer alten und großen privaten Eisenbahn, der österreichischen Nordbahn, in dem Dezennium 1893—1904 einer sehr ver-

¹⁾ Die Abhängigkeit der Invaliditätswahrscheinlichkeit der Angestellten von der Anzahl der Dienstjahre. Von Professor *Dr. Ernst Blaschke*, k. k. Regierungsrat. Verhandlungen des internationalen Arbeiterversicherungs-Kongresses, Wien, 1905.

schiedenen Invaliditätsziffer unterworfen gewesen sind, je nachdem sie der Pensionskasse kürzere oder längere Zeit angehört hatten. Beispielsweise fand *Blaschke* für Beamte des Nichtfahrpersonals, die das 60. Lebensjahr erreicht hatten und der Kasse im Alter von 25 Jahren beigetreten waren, eine (auf das Jahr berechnete) Invaliditätsziffer von 5·005 ‰, für Beamte derselben Kategorie und desselben Alters, die mit 30, 35 oder 40 Jahren beigetreten waren, der Reihe nach Invaliditätsziffern von 2·598, 2·293 und 1·199 ‰. Aber Daner der Kassenangehörigkeit oder *rechnungsmäßiges* Dienstalter und Berufsdauer ist bei den Eisenbahnbeamten keineswegs dasselbe, denn vielfach findet die feste Anstellung, mit der die Pensionsberechtigung beginnt, erst nach vieljähriger Beschäftigung als Diätar oder Hilfsarbeiter statt, ja bei manchen Kategorien schiebt sich die feste Anstellung sogar um 10 und 20 Jahre hinaus. Die von *Blaschke* nachgewiesenen Differenzen in der Invaliditätsziffer auf den Einfluß der Berufsdauer zurückzuführen, ist also schlechterdings nicht zulässig, und damit verliert auch die Forderung, die Berufsdauer als selbständiges Element in die Invaliditätsstatistik einzuführen, vorderhand wenigstens jede Berechtigung.

Worin ist nun aber die Ursache für jene auffälligen Differenzen in der Invaliditätsziffer zu suchen? Nach meiner Ansicht in der Elastizität des Invaliditätsbegriffes, die es einer Verwaltung gestattet, Invaliditätserklärungen auf Jahre hinaus zu verschieben, sowie in dem Bestreben der Beamten, erst dann pensioniert zu werden, wenn ihnen eine größere Pension zusteht. Der Pensionsanspruch hängt bei den Eisenbahnbeamten, wie bei den meisten Beamtenkategorien bekanntlich vom Dienstalter ab, er fehlt für eine Reihe von Dienstjahren ganz, setzt alsdann mit einem mäßigen Satze des Gehaltes ein und steigt regelmäßig, bis er als Maximum das Gehalt selbst oder einen beträchtlichen Teil desselben erreicht. Für dasselbe Lebensalter fällt also die Pension um so niedriger aus, je später der Beamte Anstellung gefunden und eben dieser Umstand ist es, der die Zahl der Pensionierungen unter den in die Kasse spät Eingetretenen Jahre lang herabdrückt. Daß diese Erscheinung eine typische sein wird, insoweit es sich um Beamte handelt, für die eine stark abgestufte Pensionskala besteht, ist kaum zu bezweifeln, wenig wahrscheinlich dünkt es mich aber, daß sie häufig einen solchen Grad erreichen sollte, wie bei der österreichischen Nordbahn. Vergleicht man nämlich die Invaliditätsziffern der letzteren, wie sie sich bei einer nach dem Alter allein ausgeführten Gruppierung stellen, mit denjenigen, die aus den Erfahrungen des Vereins deutscher Eisenbahnverwaltungen hervorgehen, so gelangt man zu folgenden Ergebnissen:

100fache Wahrscheinlichkeiten des Invalidwerdens.

Alter	Nichtfahrpersonal (Beamte, Unterbeamte und Diener)			Fahrpersonal		
	a) Verein Deutscher Eisenbahn- verwaltungen 1885—1889 ¹⁾	b) Nordbahn 1893— 1904	c) in % von a)	a) Verein Deutscher Eisenbahn- verwaltungen 1885—1889 ¹⁾	b) Nordbahn 1893— 1904	b) in % von a)
23—27	0·060	—	..	0·108	—	..
28—32	0·067	—	..	0·174	0·036	21
33—37	0·252	0·144	57	0·451	0·150	33
38—42	0·570	0·310	54	0·876	0·444	51
43—47	0·955	0·511	54	1·483	0·637	43
48—52	1·628	1·087	67	2·436	1·933	79
53—57	3·388	1·740	51	4·591	3·300	<u>72</u>
58—62	7·159	4·100	57	10·37	13·17	127
63—67	13·37	10·79	<u>81</u>	18·46	28·64	155
68—72	19·86	21·53	108	27·54	29·44	107
73—77	23·99	26·98	112	31·75	40·00	126

Die Invaliditätsziffern der Nordbahn bleiben hiernach für das Nichtfahrpersonal bis zum 68. Lebensjahre, für das Fahrpersonal bis zum 58. Lebensjahre in ganz auffälliger Weise hinter denen des Vereins zurück, um sie von da ab wiederum ebenso auffällig zu überschreiten. Nun ist es ja nicht unmöglich, daß der Dienst bei der Nordbahn tatsächlich ein leichterere ist, als bei den meisten deutschen oder österreichischen Bahnen — auch solche sind in dem Verein vertreten — aber hieraus würde sich doch nur die anfänglich geringe, nicht aber die spätere hohe Invaliditätsziffer erklären lassen, und es liegt daher viel näher, die Divergenzen zwischen „Nordbahn“ und „Verein“ auf verschiedenartige Pensionierungspraxis zurückzuführen. Ist aber diese Hypothese richtig, so läßt sich auch annehmen, daß bei den meisten Bahnen das Dienstalter eine geringere Rolle in der Pensionierungsziffer spielt, als bei der Nordbahn.

Der Verfasser ist in der Lage, noch einen direkten Beweis dafür zu erbringen, daß eine stark abgestufte Skala nicht immer eine

¹⁾ Berechnet nach Beobachtungsmaterial, das in den von Zimmermann und Zillmer verfaßten „Beiträgen“, Berlin 1886 und 1891 enthalten ist.

so große Wirkung ausübt, wie bei der Nordbahn und zwar an der Hand von Erfahrungen, die dem 1883 gegründeten Beamten-Pensions-Institut der österreichischen Zuckerindustrie entstammen¹⁾. Die Skala begann ursprünglich nach dreijähriger Karenzzeit mit 10⁰‰, stieg bis zum vollendeten 35. Mitgliedschaftsjahre jährlich um 1²/₃‰ und von da ab um 4¹/₃‰, bis mit dem 40. Jahre der Mitgliedschaft ein Pensionsanspruch von 85‰ erreicht war. Aber schon 1888 wurde die Karenzzeit beseitigt und die Skala selbst etwas verbessert, bis schließlich 1896 folgende Sätze Geltung erlangten: Während der ersten 9 Jahre der Mitgliedschaft 20‰, dann jährliche Steigerung um 2‰, bis zum vollendeten 39. Jahre, womit der Satz von 82‰ erreicht ist, und zwischen dem 39. und 40. Jahre der Mitgliedschaft nochmalige Steigerung um 3‰ oder auf 85‰. Von vornherein war überdies bestimmt, daß Versicherte, die das 40. Jahr der Mitgliedschaft erreicht hatten, ihre Pensionierung ohne Invaliditätsnachweis verlangen konnten, verzichteten sie hierauf, so erhöhte sich unter Fortfall des Beitrags der Anspruch alljährlich um weitere 5‰, bis mit dem vollendeten 43. Jahr der Mitgliedschaft das Maximum von 100‰ eintrat. Im Ganzen genommen verlaufen sowohl die älteren Skalen des „Pensions-Instituts“, wie diejenige, die noch Ende 1908 Geltung hatte, bei gleichen Endsätzen steiler als die der Nordbahn und begünstigen somit erst recht eine Differenzierung der Invaliditätsziffer nach der Dauer der Mitgliedschaft.

Bevor ich die Erfahrungen des Pensions-Instituts mitteile, muß ich noch darauf aufmerksam machen, daß die Beamten der Zuckerindustrie ihren Beruf meist frühzeitig beginnen, etwa zwischen dem 18. und 25. Lebensjahre, daß aber der Beitritt zum Pensions-Institut bisher kein obligatorischer war und daher viele tatsächlich erst in vorgerückten Jahren der Kasse beigetreten sind. Gestattet ist indes, sich den Anspruch für bereits zurückgelegte Berufsdauer beim Eintritt zu erkaufen und hiervon ist immer ein reichlicher Gebrauch gemacht worden. Da das Beobachtungsmaterial nur mäßigen Umfang hat, ließ sich von seiner direkten Bearbeitung kein zuverlässiges Resultat erwarten und ich habe mich daher begnügt, das Verfahren der „rechnungsmäßigen Fälle“ anzuwenden. Als Vergleichsmaßstab galt die Invaliditätstafel, die für die technischen Bilanzen des Pensions-Instituts von jeher benutzt wird und die sich den tatsächlichen, nach dem Alter allein gruppierten Erfahrungen recht gut angeschlossen hat, obwohl sie

¹⁾ Der vollständige Name der Anstalt lautet: Beamten-Pensions-Institut der Mitglieder des Assekuranzvereins von Zuckerfabrikanten in der österreichisch-ungarischen Monarchie zu Prag.

einer fremden Beobachtungssphäre — den Ergebnissen des Vereines deutscher Eisenbahnverwaltungen in betreff ihrer dem Nicht-Fahrpersonal 1868/78 angehörenden Beamten — entstammt.

Invalidisierungen 1865/1908.

Anzurechnende (wirkliche oder erkaufte) Mitgliedschaftsdauer	Erreichtes Alter zu Anfang des Beobachtungsjahres :								
	17—69			17—82 (sämtliche erreichte Alter)			17—69 Besonderer Vergleichs- maßstab		
	Rechnungs- mäßige Fälle	Wirkliche Fälle	a) Wirkliche Fälle in % der rechnungs- mäßigen	Rechnungs- mäßige Fälle	Wirkliche Fälle	b) Wirkliche Fälle in % der rechnungs- mäßigen	Rechnungs- mäßige Fälle	Wirkliche Fälle	c) Wirkliche Fälle in % der rechnungs- mäßigen
0—6	72·26	55	76·1	77·98	60	76·9	75·05	55	73·2
7—10	68·33	65	95·1	74·28	72	96·9	74·40	65	87·4
11—15	106·08	103	97·1	116·13	110	94·7	120·88	103	85·2
16—23	190·29	202	106·2	210·10	231	109·9	230·91	202	87·4
24—30	96·12	122	126·9	106·02	141	133·0	125·08	122	97·5
31—39	43·36	61	140·7	47·53	73	153·6	60·70	61	100·5
Zusammen	576·44	608	105·5	632·04	687	108·7	687·02	608	88·5

Ein Teil der anfänglichen Depression in der wirklichen Invalidität (Spalte *a* und *b*) rührt jedenfalls von der ärztlichen Auslese her, die das Institut bei der Aufnahme ausübt, denn, wie ich gefunden habe, macht sich eine parallele Erscheinung in den Mitgliedschaftsjahren 0—6 in der Sterblichkeit geltend. Aber der Einfluß der Auslese reicht doch kaum über das 6. Mitgliedschaftsjahr hinaus und es weisen daher auch die vorstehenden Zahlen unverkennbar auf eine ansehnliche Zunahme in der Invaliditätsziffer mit steigendem Pensionsanspruch hin. Verglichen mit den Differenzen der Nordbahn sind die des vorliegenden Materials aber doch nur gering, wie am besten aus der beigegeführten Rechnung nach „besonderem Vergleichsmaßstab“ hervorgehen wird. In dieser sind die „rechnungsmäßigen Fälle“ auf Grund einer nach der Mitgliedschaftsdauer abgestuften Tafel berechnet worden, wie man sie erhält, wenn man die von dem Institut tatsächlich benutzte Invaliditätsskala nur für den (wirklichen oder erkauften) Zeitpunkt

des Eintritts gelten läßt und für jedes anzurechnende Jahr der Mitgliedschaft nach Art des Zinseszinses einen Zuschlag von 1% eintreten läßt, so daß die neu abgeleitete Invaliditätswahrscheinlichkeit des erreichten Alters x und der anzurechnenden Mitgliedschaftsdauer von n Jahren, $j_{[x-n]+n}$, zu der ursprünglichen j_x in der Relation: $j_{[x-n]+n} = 1.01^n \cdot j_x$ steht. Durchläuft man nun die Spalte c , so erkennt man zweierlei, einmal, daß die angewandte Korrektur ausgereicht hat, um die Zahl der rechnungsmäßigen Invaliditätsfälle so gut wie durchgängig und zum Teil recht beträchtlich über die wirkliche Zahl hinaufzutreiben und zweitens, daß das Verhältnis zwischen wirklicher und rechnungsmäßiger Invalidität vom 7.—23. Mitgliedschaftsjahre nunmehr nahezu konstant ist, so daß die Steigerung in der wirklichen Invalidität für diese Jahre, von der natürlichen Steigerung nach dem Alter abgesehen, in der Tat etwa 1% betragen haben muß. Vom 24. bis zum 39. Jahre der Mitgliedschaft ist das Steigerungsverhältnis jedenfalls höher gewesen, hat aber doch, wie sich leicht überschlagen läßt, durchschnittlich kaum 2% erreicht. Andererseits zeigt die unveränderte Grundlage des Pensions-Instituts, in naher Übereinstimmung mit den sonstigen, aus den Erfahrungen des Vereins deutscher Eisenbahnverwaltungen abgeleiteten Tafeln eine Steigerung in der Invaliditätsziffer mit dem Alter, die zumeist etwa 14% beträgt und selten unter 10% herabsinkt und somit im Durchschnitt, roh geschätzt, zum mindesten das zehnfache jener anderen Steigerung ausmacht. Das ist aber ein ganz anderes Ergebnis, als dasjenige *Blaschke's*, das sich kurz dahin zusammenfassen läßt, daß Alter und Dienstzeit (Dauer der Kassenmitgliedschaft) sich gleich stark in der Invaliditätsziffer bemerklich machen sollen.

Nach alledem scheint es mir verfrüht, schon jetzt an eine Revision unserer technischen Berechnungsmethoden in der Invaliditätsversicherung auf Grund der *Blaschke's*chen Untersuchungen zu denken. Ist es doch gar nicht ausgeschlossen, daß eine erhebliche Differenzierung der Invaliditätsziffer nach der anzurechnenden Dienstzeit oder Mitgliedschaftsdauer in Wirklichkeit zu den Seltenheiten gehört, daß sie sich meist in den Grenzen hält, die bei den Beamten der Zuckerindustrie zu beobachten waren. Kleinere Unterschiede in den Invaliditätsziffern technisch zu verwerten, läßt sich aber kaum rechtfertigen, so lange diese selbst so unsicher und schwankend, wie bisher erscheinen. Für die technische Behandlung des Problems liegt eine Schwierigkeit überdies darin, daß die in Rede stehenden Differenzen der Invaliditätsziffer von der Steilheit der Pensionsskala selbst abhängig sind und daß dieser Umstand in den Berechnungsformeln zum mindesten dann unmittelbar zu berücksichtigen wäre, wenn, wie es häufig der Fall

ist, eine Skalenänderung in Frage steht. Zweifellos wird aber der Techniker seine Bilanz sehr vorsichtig bewerten müssen, wenn tatsächlich einmal eine Anomalie der hier in Rede stehenden Art vorliegt oder zu vermuten ist, und man kann daher *Blaschke* nur zustimmen, wenn er für die künftige Invaliditätsstatistik, soweit sie sich auf Pensionskassen bezieht, eine Differenzierung des Materials nach Alter und Dienstzeit (Dauer der Kassenmitgliedschaft) verlangt. Es ist zu hoffen, daß diese Forderung, die auch im wissenschaftlichen Interesse liegt, im weitesten Umfange beachtet und befolgt wird.

XIV. — C.

The Reserves of Pension Funds.

By **James John Mc. Lauchlan**, Edinburgh.

The object of the Pension Funds or Superannuation Funds established in connection with Railway and other Companies or Employers having a large staff of officers and clerks in their service, is to collect contributions from the employees (or from the employer on their behalf) during the working period of their lives, and by means of these contributions and the interest thereon to accumulate a fund which shall be sufficient to provide pensions for the employees when they retire from the service. It is clear that to carry out this object, money must be invested and accumulated at interest for lengthened periods. It is, however, very difficult to satisfy many persons interested in these funds, of the necessity for the large reserves that are really required in connection with them, and the importance of keeping these reserves intact; and the object of this paper is to explain fully the nature of these reserves and the necessity that exists for them. By the kind permission of the Council of the Faculty of Actuaries in Scotland, I have, in what follows, made extensive use of tables and other material contained in my Presidential Address to the Faculty delivered last November.

For the purpose of enabling me to explain more clearly the working of these funds, and the questions that arise in connection with them, I have constructed a Model Fund. The membership of this fund commences with 1000 young men entering at the age of 20, and is kept up by an equal number of the same age entering in each successive year. This, of course, does not correspond exactly with the conditions of an Actual Fund, in which the number of entrants and their ages at entry vary within certain limits, but it is quite sufficiently near the truth for my purpose.

I assume that each employee pays $2\frac{1}{2}$ per cent. of his salary as a contribution to the Fund, and that the employing company pays

another $2\frac{1}{2}\%$ on his behalf, and that the benefits are as follows: (1) A pension on retirement at any time after reaching age 60; (2) A pension of a reduced amount corresponding to length of membership, on retirement in impaired health before reaching age 60, these pensions to be at a uniform rate per cent per annum, on the average salary received during the whole period of membership; (3) A return of the employee's own contributions without interest, on withdrawal from the Fund in consequence of leaving the Company's service; (4) A return of his own contributions and the corresponding contributions of the company without interest, in the event of death before becoming entitled to a pension. Retirement is compulsory at age 65, unless special permission is given to continue on the active list, the extended period of service in no case to exceed five years. The method of calculation of the pension is that known as the „Average Salary“ method. It was at one time the method adopted in all the British Railway Superannuation Funds, with two exceptions, and is still (I believe) in use in the greater number of them.

In order to follow the progress of this Fund, I assume that withdrawals, deaths, and retirements or superannuations take place, and that increases of salary are given, at the rates shown in the following Table I, which are based on the experience, during the last ten years, of a Fund of many years standing. I assume, further, that the accumulated funds are invested with the employing company at 4 per cent interest clear of income tax, and that the expenses amount to 1 per cent on the total income. This last assumption has the effect of spreading the provision over the whole duration of the contracts, instead of confining it to the period of active service.

The rates in Table I present some interesting features, upon which I shall offer a few observations.

Rates of Retirement. These rates, being based on the experience of a Fund where there is optional retirement at age 60 and compulsory retirement at age 65, divide themselves into three separate sections. Retirements commence at age 50. Between ages 50 and 60, there are no retirements but those of men in impaired health, and the rate shows a steady increase from year to year. After age 60, when the employees have the option of retiring, there is a sudden increase in the rate rising to a maximum at age 62. At age 65, when retirement is compulsory (unless special permission is given to remain), there is a large increase in the rate, which is practically constant up to age 69.

Mortality among Contributing Members. The effect of the withdrawals in early life, and of the retirements or superannuations in

Table I.

Rates per cent, per annum of Withdrawal, Mortality, Retirement, and Increase of Salary.

Age	Contributing Members				Contributing Members & Pensioners	
	Rate of Withdrawal	Rate of Mortality	Rate of Retirement	Rate of Increase	Age	Rate of Mortality
20	15.1	.43		11.1	50	1.38
21	14.5	.44		9.2	51	1.47
22	13.7	.44		7.7	52	1.54
23	12.7	.45		6.6	53	1.60
24	11.6	.45		5.6	54	1.68
25	10.4	.46		4.9	55	1.78
26	9.1	.46		4.4	56	1.88
27	8.0	.46		4.0	57	1.99
28	6.9	.47		3.7	58	2.10
29	5.9	.53		3.6	59	2.22
30	5.0	.56		3.4	60	2.35
31	4.4	.56		3.1	61	2.49
32	3.8	.54		3.0	62	2.64
33	3.2	.52		3.0	63	2.80
34	2.9	.50		2.9	64	3.15
35	2.6	.49		2.7	65	3.65
36	2.4	.51		2.6	66	4.20
37	2.3	.55		2.6	67	4.63
38	2.3	.60		2.6	68	4.93
39	2.3	.65		2.6	69	5.18
40	2.1	.72		2.6	70	5.48
41	1.9	.79		2.6	71	5.83
42	1.6	.82		2.5	72	6.33
43	1.3	.86		2.3	73	6.90
44	1.1	.90		2.1	74	7.58

The rates of mortality for ages above 75 are according to Farr's Healthy Districts Table as given by *Gray* (J. I. A., XXIV, 2-3).

Table I.

Rates per cent. per annum of Withdrawal, Mortality, Retirement, and Increase of Salary.

A g e	Contributing Members				Contributing Members & Pensioners	
	Rate of Withdrawal	Rate of Mortality	Rate of Retirement	Rate of Increase	A g e	Rate of Mortality
45	1.0	.91		2.0	75	8.40
46	1.0	.95		2.1	76	9.11
47	.9	.99		2.3	77	9.87
48	.9	1.04		2.5	78	10.69
49	.9	1.13		2.6	79	11.56
50	.9	1.26	.4	2.7	80	12.49
51	.9	1.36	.5	2.8	81	13.48
52	.8	1.43	.5	2.7	82	14.53
53	.7	1.47	.6	2.5	83	15.63
54	.6	1.50	.6	2.3	84	16.80
55	.5	1.52	.7	2.1	85	18.03
56		1.53	.9	1.9	86	19.32
57		1.53	1.2	1.7	87	20.67
58		1.54	1.6	1.6	88	22.07
59		1.54	2.1	1.6	89	23.54
60		1.11	4.3	1.5	90	25.06
61		1.11	8.7	1.3	91	26.63
62		1.11	9.2	1.1	92	28.26
63		1.11	7.2	1.0	93	29.93
64		1.11	6.3	1.0	94	31.66
65		1.42	18.7	1.0	95	34.78
66		2.01	18.5	1.0	96	40.48
67		2.63	18.2	.8	97	60.47
68		3.28	18.3	.5	98	82.35
69		3.96	18.4	.2	99	100.00

The rates of mortality for ages above 75 are according to Farr's Healthy Districts Table as given by *Gray* (J. I. A., XXIV. 283).

later life, is to make the rate of mortality among the contributing members very light. The effect of the retirements is very marked indeed. These begin at age 50, and remove from the active list a very large proportion of the men who fall into bad health, so that the rate of mortality among the men on the active list, which increases by 41 per cent between ages 40 and 49, increases by 28 per cent only between ages 50 and 59. The great increase in the number of retirements after age 60, produces an actual reduction in the rate of mortality among the contributing members, which falls during the five years between ages 60 and 65 to 1.11 per cent. After age 65, notwithstanding the further retirements, the rate begins to increase, but is still very low. It seems probable that, when a man comes to 65 years of age, efficiency and not health is the consideration that has most weight with the company, in deciding whether he shall retire or not.

Mortality among Pensioners. The rates of mortality that may be expected to prevail among the pensioners connected with any Fund, are usually calculated from the past experience of the Fund, when that affords sufficient materials. When, however, a rule has come into operation requiring retirement at a specified age, beyond which none can remain on the active list, there is a serious objection to this method of calculation. It is comparatively lately in the history of these Funds, that age limits have been introduced. For a long period men were allowed to remain on the active list as long as they were fit for their work. The effect of this is, that many healthy old men who would formerly have been found on the active list, will in future be found on the pension list, and that the average vitality of the pensioners will be much greater than it used to be. I may mention, at the same time, that there has of late years been a great improvement in the conditions of life and general well-being of many classes of the community connected with these Funds, so that the rates of mortality of twenty or twenty-five years ago will not be a safe guide for the future. Taking the rates of mortality among railway officials and clerks in active service in England and Wales, as calculated from the census returns and registers of death, there was a marked decrease in the rates between 1890—1892 and 1900—1902, the comparative mortality figure having decreased from 904 to 707, or more than 20 per cent.¹⁾

In obtaining the rate of mortality to be expected among the pensioners, I proceeded as follows: — Beginning with age 50, when

¹⁾ Supplement to the sixty-fifth Annual Report of the Registrar-General (England and Wales), p. XXXIX.

the retirements commence, I calculated the rates of mortality experienced during the last ten years among the contributing members and pensioners taken as one body.

These rates, from ages 50 to 75, come out almost exactly equal to those of Farr's Healthy Districts Table, and afford the means of forecasting, with as great certainty as any calculation of the kind admits of, the future mortality among the whole body of persons aged over 50, whether contributing members or pensioners, connected with the Fund. The future mortality among the pensioners alone must, of course, be such that the number of deaths among the contributing members and the number of deaths among the pensioners, are together equal to the number that would occur among all the lives exposed to risk treated as one body, and I have calculated the pensioners' rates of mortality by making use of this relation.

Rates of Withdrawal. — The rates of withdrawal are heavy, heavier than are likely to prevail in future; but as these withdrawals have an effect on the mortality, I think it better for my present purpose to adhere to the actual facts of the experience, than to make any arbitrary reduction in the rates. These rates would not necessarily be used in a valuation, but are nevertheless, in my opinion, well adapted for illustrating the principles which enter into the working of Pension Funds. It must be understood that it is no part of my purpose, in this address, to furnish standard rates of pension or any figures corresponding thereto.

Rates of Increase of Salary. — These are calculated for the purpose of preparing the usual scale of average salaries at each age. These average salaries are not the average salaries now receivable by the employees of the ages against which they stand, but represent, at any age x , the salary which employees entering at age 20 will, on the average, be receiving at age x .

On making the necessary calculations according to the data mentioned above, I find that the contributions of 5 per cent on the salaries are sufficient to provide pensions at the rate of 2.384 per cent of the average salary, for each year of membership.

I shall now proceed to follow the progress of my Model Fund, assuming that the Rates in Table I are those which actually prevail. The following Table II gives a general view of what becomes of each 1000 entrants aged 20, in the course of the eighty years that elapse before the last survivor dies. I have divided the eighty years into ten periods, five periods covering the fifty possible years of active service, and three covering the thirty possible years of retirement. Table II shows the withdrawals, deaths, and retirements in successive

periods. It will be seen that, out of the 1000 entrants, 784 withdraw and 90 die, before reaching the age of 70, and that of the remaining 126 who retire on pension, 101 retire before reaching the age of 70, and 25 retire on attaining that age. The deaths that take place among the pensioners are shown in the second section of the Table.

Table II.

Withdrawals, Deaths and Retirements in successive periods out of 1000 Members entering at age 20.

Period of 10 Years	Age of lives at end of period	Contributing Members					Pensioners	
		Withdrawing	Dying	Retiring	Remaining alive at end of period	Average Salary	Dying	Alive at end of period
I	30	673	23	.	301	90	.	.
II	40	80	14	.	207	119	.	.
III	50	24	17	.	166	151	.	.
IV	60	7	21	13	125	187	5	8
V	70	.	12	113 ¹⁾	.	.	29	92
VI	80	53	39
VII	90	34	5
VIII	5	.
Total	.	784	90	126	.	.	126	.

I shall now show that the contributions made by, or on behalf of each 1000 members entering at age 20, are sufficient, and not more than sufficient, to provide the benefits. These contributions admit of being divided up, so as to show how much is required to provide returns of contributions and how much is required to provide pensions; indeed, the process of calculation is, *first*, to find out how much of the 5 per cent on salaries is required to provide the stipulated returns of contributions, and *second*, what pensions the remaining percentage on salaries will provide.

In the present case, I find that 1.261 per cent on the salaries is required to provide the returns of contributions, and 3.739 per cent remains to provide pensions. The following Table III shows the total contributions (at 1.261 per cent on salary) received from each 1000 entrants, and the manner in which the money is applied.

¹⁾ 25 of these retire on reaching age 70.

It will be seen that the total contributions amount to £ 15.603, and the interest to £ 2882, making the total receipts £ 18.485. The payments are £ 7.447 for the returns of contributions on withdrawal, £ 10.853 for the returns of contributions on death, and £ 185 for expenses. The sum of these exactly equals the receipts, and the funds are exhausted when the surviving lives reach age 70, and the liability to make returns of contributions ceases.

The following Table IV shows for each 1000 entrants, how that portion of the contributions (3.739 per cent), applicable to provide pensions, is dealt with. It will be seen that there are two well-marked stages in the history of this section of the Fund. During the first stage of 40 years ending when the lives attain 60, the transactions consist, for the most part, of receiving contributions and accumulating them at compound interest. Contributions amounting to £ 62.032, are received, the total accumulated funds at the end of 40 years being £ 98.857. The second 40 years of the history of this section of the Fund, shows a complete transformation. The amount of contributions received is comparatively trifling: interest to the amount of £ 71.128 is received, but the bulk of the transactions consist of payments for pensions. These amount, during the 40 years which elapse between the time when the lives attain age 60 and the death of the last pensioner, to £ 174.697, the accumulated funds of £ 98.857 being steadily reduced and finally exhausted.

In Table V the receipts and payments belonging to Sections A and B, as shown in Tables III and IV, are brought together, and a complete view is given of the working of the Fund. It will be seen that the accumulated funds at the end of 40 years, when the surviving lives attain the age of 69, amount to £ 100.144.

In Tables II, III, IV and V a view has been given of the working out of the contracts with each set of 1000 entrants entering at age 20. In an ordinary Pension Fund there is, of course, a constant succession of new members entering year by year, and Tables VI and VII show the progress of a Fund of this kind during ten periods of 10 years each. It may be looked upon as consisting of a number of separate Funds similar to those shown in Tables II and V, one for each year during which members have been admitted.

Table VI corresponds to Table II and gives the statistics of membership of the Fund. It shows the number of withdrawals, deaths and retirements in successive periods of 10 years each, and the average ages of those surviving at the end of each period. The characteristic feature of this Table is that in the case of each class of persons, the contributing members withdrawing, dying, retiring

Table III
Showing the progress of a Fund formed by the Contributions of 1000 Members entering at age 20.
Section A — Returns of Contributions.

Period of 10 years	Age at end of Period	Receipts		Payments		Accumulated Funds	
		Contributions	Interest	Returns on withdrawal	Returns on death	Expenses	Fund at end of Period
I	30	4,438	350	3,318	324	48	1,098
II	40	3,165	550	2,180	803	37	1,793
III	50	3,078	815	1,351	2,024	39	2,272
IV	60	3,074	743	598	4,166	38	985
V	70	1,818	424		3,536	23	1,287
Total 50 years	.	15,603	2,882	7,447	10,853	185	2,272

Table IV.
Showing the progress of a Fund formed by the Contributions of 1000 Members entering at age 20.
Section B — Pensions.

Period of 10 years	Age at end of Period	Receipts		Payments		Accumulated Funds	
		Contributions	Interest	Pensions	Expenses	Increase	Fund at end of Period
I	30	13,154	2,923	.	161	15,916	15,916
II	40	9,380	9,519	.	189	18,710	34,626
III	50	9,125	18,403	.	275	27,253	61,879
IV	60	9,111	31,187	2,917	403	36,978	98,857
V	70	5,477	42,256	50,328	477	.	95,785
VI	80	.	23,988	93,477	240	69,729	26,056
VII	90	.	4,643	28,470	46	23,873	2,183
VIII	.	.	241	2,422	2	2,183	.
Total 80 years	.	46,247	133,160	177,614	1,743	98,857	.

Table V.
Showing the progress of a Fund formed by the Contributions of 1000 Members entering at age 20.
Total Fund.

Period of 10 years	Age at end of period	Receipts		Payments			Accumulated Fund	
		Contri- butions	Interest	Pensions	Returns on withdrawal	Returns on death	Increase	Fund at end of Period
I	30	17,592	3,273	.	3,318	324	17,014	17,014
II	40	12,545	10,069	.	2,180	803	19,405	36,419
III	50	12,203	19,218	.	1,351	2,024	27,732	64,151
IV	60	12,185	31,930	2,917	598	4,166	35,993	100,144
V	70	7,325	42,680	50,328	.	3,536	.	95,785
VI	80	.	23,988	93,477	.	.	69,729	26,056
VII	90	.	4,643	28,470	.	.	23,873	2,183
VIII	.	.	241	2,422	.	.	2,183	.
Total 80 years	.	61,850	136,042	177,614	7,417	10,853	100,144	.

Table VI.
Showing the Statistics of Membership of a Fund formed by the Contributions of 1000 Members entering
each year at age 20, also the Average Age of the Survivors.

Period of 10 years	Age of Fund in years at end of period	Contributing Members				Pensioners		
		Withdrawing	Dying	Retiring	Remaining alive at end of period	Average age at end of period	Dying	Alive at end of period
I	10	4,878	164	.	4,958	25	.	.
II	20	7,262	333	.	7,363	28	.	.
III	30	7,693	482	.	9,188	31	.	.
IV	40	7,831	681	51	10,622	35	18	36
V	50	7,845	814	633	11,300	36	181	485
VI	60	7,845	900	1,255	11,300	36	623	1,117
VII	70	7,845	900	1,255	11,300	36	1,077	1,295
VIII	80	7,845	900	1,255	11,300	36	1,242	1,308
IX	90	7,845	900	1,255	11,300	36	1,255	1,308
X	100	7,845	900	1,255	11,300	36	1,255	1,308

and surviving respectively and the pensioners surviving and dying respectively. the numbers increase up to a certain limit and then remain constant. In the same way, the average age of the survivors increases up to a certain limit and then remains constant. The membership does not reach a stationary condition until the Fund comes to contain members and pensioners of all ages distributed in proportions similar to those of the general population. This, of course, cannot take place until those who joined the Fund in the first year of its existence have had time to reach extreme old age. The average age of the contributing members begins at 20 and increases up to 36. The average age of the pensioners begins at 50 and increases up to 73.

Table VII corresponds to Table V and shows the progress of the funds. Its characteristic feature is similar to that of Table VI, namely, that the amount of each class of receipts or payments, increase for a number of years after the commencement of the Fund, and then remains constant. Similarly the amount of the accumulated funds increases up to a maximum at which it remains constant. Thereafter the total yearly receipts are, of course, equal to the total yearly payments.

It will be seen that the yearly income from the contributions, which in the first period of 10 years averages £ 10.573, steadily increases until at the end of 50 years it reaches £ 61.851 and thereafter remains constant. The income from interest increases rapidly for 50 years, and then slowly for 30 years, until at the end 80 years it reaches £ 136.043 at which it remains constant. The permanent yearly income of the Fund at the end of 80 years is £ 197.893, of which 31 per cent consists of contributions and 69 per cent consists of interest on accumulated fund.

The yearly payments for pensions are small for the first 40 years; in the 10 succeeding years they average £ 22.928 a year, in the following 10 years they average £ 110.095, and it is not until the end of 80 years that they reach their maximum amount of £ 177.613. The returns of contributions on withdrawal reach their maximum average amount, £ 7.448 a year, in the fifth period and the returns on death reach their maximum average amount, £ 10.854 a year, in the sixth period. The permanent yearly outgo of the fund at the end of 80 years is £ 197.893, being equal to the income.

The accumulated funds increase very rapidly during the first 50 years of the existence of the Fund, the accumulations being £ 98.854 in the first period, £ 271.128 in the second, £ 508.186 in the third, £ 834.236 in the fourth, and £ 1,062.657 in the fifth. By this time the funds amount to £ 2,775,061: thereafter they increase at a

Table VII.

Showing the progress of a Fund formed by the Contributions of 1000 Members aged 20, entering each year.

Period of 20 years	Age of Fund in years at end of Period	Receipts		Payments			Accumulated Funds at end of Period
		Contributions	Interest	Pensions	Returns of contributions on withdrawal	Returns of contributions on death	
I	10	105,727	12,451	.	16,776	1,366	98,854
II	20	215,718	81,819	.	45,912	7,221	369,982
III	30	368,334	230,442	.	63,191	21,108	878,168
IV	40	490,985	489,396	9,910	73,460	53,241	1,712,404
V	50	593,561	878,977	229,282	74,478	91,398	2,775,061
VI	60	618,509	1,227,662	1,400,919	74,478	108,539	3,318,804
VII	70	618,509	1,345,206	1,664,318	74,478	108,539	3,445,517
VIII	80	618,509	1,360,040	1,771,501	74,478	108,539	3,449,792
IX	90	618,509	1,360,425	1,776,127	74,478	108,539	3,449,792
X	100	618,509	1,360,425	1,776,127	74,478	108,539	3,449,882

more moderate rate, until they attain the maximum amount of £ 3,419,792 at the end of the eighth period.

It will be seen from what I have stated above that Pension Funds possess the following well-marked and peculiar features:

1. A Pension Fund kept up by a uniform accession of new members takes, as an organic whole, a long time to come to maturity. It is not full grown until it has existed long enough to contain members (on the active and retired lists) of all ages, in proportions similar to those which are found in the general population.

2. So long as a Pension Fund is growing, the average age of the members and the accumulated funds go on increasing.

3. When the Fund is full grown it possesses large accumulated funds which form its reserve. The interest on this reserve is equal to, perhaps, twice as much as the yearly contributions. The whole income of the Fund is required to meet the pensions and other outgoings, and the reserve remains permanently at or near the same amount.

Among the most important examples of Pension Funds are the Superannuation Funds established in connection with the British Railways. I take the following figures relating to 14 of these Funds from the Special Supplement to the *'Railway Clerk'* for January 1907. Total number of members 85,014, of pensioners 3,368, accumulated capital £ 7,793,800; Yearly income £ 706,231, yearly amount of pensions £ 297,620. The oldest of these Funds is that of the London and North Western Railway Co. established in 1853. Most of the others were established between 1861 and 1883. Several of these Funds have been shown by actuarial investigations to possess wholly insufficient reserves. There has been much discussion as to the principles on which the Funds ought to be managed and the whole subject is in course of being inquired into by a Departmental Committee of the Board of Trade.

It seem to be a most difficult thing to convince the average business man that the large reserves required according to actuarial principles are really necessary. At a Railway Meeting not long ago, there was under consideration a proposal by the Directors that the Company should guarantee their Superannuation Fund. One of the Shareholders said "Our Chairman has stated that the Directors propose that this fund be guaranteed. Now, I know something of actuaries and something of superannuation funds, and I do not think that this guarantee will probably be called upon at all. You know what actuaries are — at least, I do. For one thing, they work on a wrong principle. They do not state the fund as a going concern,

and they value 75 years ahead. We know what they are with insurance companies; they all belong to insurance companies. There was an earthquake and a fire at San Francisco recently, and it hit the principal companies in this country to the extent of about £ 1,000,000 each. They paid that £ 1,000,000 without turning a hair, and there was no reduction in the dividends to their shareholders, but they are worked on actuarial valuations. The money is saved up for posterity. There is no fear in connection with your proposal. I am glad to see that the Companies all round are practically discrediting the valuations of actuaries by guaranteeing their funds." At another recent meeting in connection with one of the railway Funds, a member said: "There is a widespread opinion all over the line that he (the actuary) is wrong, and that he doesn't understand anything about it, that he is going on wrong premises, and that it is all paper work, and will never be borne out by the results." In fact, the prevailing and popular view among members of these Funds during the early period of their history, seems to be that far too much money is being saved up for posterity, and that the Fund could easily afford much larger benefits.

To show the fallacy of this, I would point out *first*, that the reserve of a Pension Fund is the aggregate of the separate reserves required to secure to each individual member, the benefits promised to him. It is possible to take the total reserve at any time, and to show how much of it applies to each individual member. It is then easy to say whether, in each of these cases, the amount reserved is reasonable and necessary or not. Taking the amount of the fund at the end of the eighth period £ 3,419,792, the following Table VIII shows the amount required to satisfy the claims of contributing members and pensioners of various ages respectively.

It will be observed that of the total funds, £ 2,328,893 or 68 per cent belongs to the contributing members, as being required, together with their future contributions, to satisfy their claims on the fund; while £ 1,090,899, or 32 per cent belongs to the pensioners, as being required to meet the pensions to which they have become entitled. Out of the 68 per cent belonging to the contributing members, £ 878,168, or 26 per cent (of the whole funds), belongs to 9188 members under age 50 and £ 1,450,725, or 42 per cent, belongs to 2112 members over age 50.

The average amount belonging to the contributing members gradually increases with age, from £ 20 for those under 30, to £ 942 for those aged over 60. The average amount belonging to pensioners aged under 60 is £ 621. For those between 60 and 70,

the average is £ 944. At higher ages the amount steadily diminishes until for pensioners over 90 years of age, it is £ 327. It is obvious that those various reservers bear a reasonable proportion to the benefits to which contributing members and pensioners of the various ages, are entitled respectively.

Table VIII.

Showing, in the case of the Accumulated Funds of £ 3,419,792, mentioned in Table VII, what proportion of the Funds belongs to Contributing Members and Pensioners of different ages, respectively.

Ages	Contributing Members			Pensioners		
	Number	Amount	Average amount for each Member	Number	Amount	Average amount for each Member
20—29	4.958	£ 98,854	20	.	.	.
30—39	2.405	271.128	113	.	.	.
40—49	1.825	508.186	278	.	.	.
50—59	1.434	811.879	566	36	£ 22,357	621
60—69	678	638.846	942	449	423.811	944
70—79	.	.	.	632	543.743	860
80—89	.	.	.	178	96.743	544
90—99	.	.	.	13	4.245	327
	11.300	£ 2,328 893	.	1.308	£ 1,090.899	.

Again, it might happen to any of these Pension Funds that the admission of new members ceased, and in that case the reserve would all be required to enable the Fund to fulfil its contracts with its members.

Taking a Fund which has reached its maximum number of members and amount of Funds as shown in Tables VI and VII re-

spectively, the following Tables IX and X show the statistics and the progress of the funds upon the supposition that the admission of new entrants ceases. It is understood that the contributions of the existing members of the Fund and of the company on their behalf continue to be received as formerly.

It is seen from those Tables that the number of contributing members and the yearly amount of the contributions rapidly decrease until at the end of 50 years there are no members on the active list and no more contributions to be received. There survive, however, 823 pensioners. The accumulated funds of £ 3,419,792 have by this time become reduced to £ 644,732 which is all required to meet the pensions payable to the 823 surviving pensioners. In fact, from the time that the admission of new members ceases, the Fund as an organic whole commences to decay: the reserve steadily diminishes and disappears as the last payment is made to the last remaining pensioner.

The practical aspect of this question is. How to prevent the contributions received from the members on the active list, being employed to pay pensions, instead of being saved up and accumulated for the benefit of those that made them. It might help to secure this object if, in the case of all Pension Funds, the accumulated funds were divided into two portions, a "Contributing Members' Fund" and a "Pensioners' Fund", and the division permanently maintained. On the retirement of a member, a sum representing the value, at that time, of the annuity to which he had become entitled, would be transferred to the Pensioners' Fund. The Pensioners' Fund would contain a sum equal to the present value of all the pensions that were payable, and any man of ordinary education knowing what it costs to buy an annuity from an Insurance Office, could satisfy himself, in a general way, as to what the amount of the fund ought to be. Pensions would be paid exclusively out of the "Pensioners' Fund". The "Contributing Members' Fund" would be the property of the contributing members, and it would be to their interest to see that it was kept in a position to pay out the value of their annuities when their time came to retire.

Another plan would be to make the "Contributing Members' Fund" contain the contributions of all the contributing members, less expenses, accumulated at compound interest; the net accumulated contributions of those retiring, and the balance of such contributions in the case of those withdrawing or dying, being transferred to the "Pensioners' Fund". This would make the "Contributing Members Fund" of less amount than it would be on the last mentioned plan: but

Table IX.

Showing the Statistics of Membership of a Fund which has reached its maximum number of Contributing Members 11,300 and Pensioners 1308, as shown in Table VI, on the assumption that the admission of New Members ceases.

Period of 10 years	Contributing Members					Pensioners		
	Withdrawing	Dying	Retiring	Remaining alive at end of Period	Average age at end of Period	Dying	Alive at end of Period	Average age at end of Period
I	2,967	736	1,255	6,342	46	1,255	1,308	73
II	583	567	1,255	3,937	52	1,255	1,308	73
III	152	418	1,255	2,112	58	1,255	1,308	73
IV	14	219	1,201	678	64	1,237	1,272	74
V	.	56	622	.	.	1,071	823	77
VI	632	191	85
VII	178	13	93
VIII	13	.	.

Table X.

Showing the working of the Fund accumulated to its maximum amount, £ 3,419,792, as shown in Table VII, on the assumption that the admission of New Members ceases.

Period of 10 years	Receipts		Payments			Accumulated Funds at end of Period
	Contributions	Interest	Pensions	Returns of contributions on withdrawal	Returns of contributions on death	Expenses
I	512,782	1,347,974	1,776,128	57,702	107,173	18,608
II	372,792	1,278,606	1,776,128	28,566	101,318	16,514
III	250,178	1,130,283	1,776,128	11,281	87,430	13,805
IV	127,524	871,028	1,766,187	1,318	55,297	9,985
V	34,945	481,028	1,516,845	.	17,140	5,064
VI	.	132,763	675,178	.	.	1,328
VII	.	15,219	111,810	.	.	152
VIII	.	385	4,627	.	.	4
						.

that fund would be protected by the knowledge on the part of each contributing member that, so far as he was concerned, the fund contained only the contributions made on his behalf accumulated at interest, and that such accumulated contributions would not be sufficient to pay for his pension at age 65, but would have to be supplemented from other sources.

The facts and considerations which I have stated above are, I think, sufficient to show that our actuarial methods of valuing the liabilities and assets of Pensions Funds, and calculating the amounts of the necessary reserves, are absolutely sound and consistent with common sense. The necessity for these reserves is not a mere matter of actuarial opinion but is a well established fact, the truth of which will assuredly be confirmed by the later experience of our Railway Pensions Funds, just as experience has demonstrated the absolute necessity of the large reserves made by our Life Insurance Companies.

XIV. — D.

Über die Abhängigkeit der Invalidensterblichkeit von der Dauer der Invalidität.

Von A. Riedel, Triest.

In einem dem IV. Internationalen Aktuar-Kongresse in New-York (1903) vorgelegten Referate bespricht Dr. *Eggenberger* die bisher in Deutschland hergestellten Invalidensterbetafeln. Zum Schlusse seines Referates weist er auf die Notwendigkeit der Konstruktion von nach der Dauer der Invalidität abgestuften Invalidensterbetafeln hin und spricht die Hoffnung aus, daß die mathematische Fachabteilung des „Deutschen Vereines für Versicherungswissenschaft“ in Ausführung ihres Arbeitsprogrammes rationelle Invalidensterbetafeln schaffen werde, welche nicht nur zur Anwendung von privaten Versicherungsgesellschaften, sondern auch zum allgemeinen Gebrauche geeignet sein werden. Diese Hoffnung ist nicht in Erfüllung gegangen. Die von der Abteilung für Versicherungsmathematik des „Deutschen Vereines für Versicherungswissenschaft“ in ihrer ersten Sitzung vom 4. April 1903 eingesetzte Kommission für Invalidenstatistik ist zu einem wesentlich negativen Ergebnis gelangt. Sie hat sich über das bei den deutschen Privat-Invalidenversicherungsanstalten angesammelte Material informiert und gefunden, daß dasselbe nur etwa 300.000 bis 400.000 unter einjähriger Beobachtung gestandene Aktiven umfaßt. Die Verschiedenheit des Invaliditätsbegriffes, sowie der Berücksichtigung und Entschädigung der Invaliditätsgrade hätten jedoch die Aussonderung einzelner Gesellschaften und die Trennung der übrigbleibenden Gesellschaften nach Gruppen notwendig gemacht. Das dann auf jede einzelne Gruppe entfallende Beobachtungsmaterial wäre aber so gering ausgefallen, daß die Kommission zu dem Schlusse kam, sich mit dieser Arbeit nicht zu befassen. Infolge Unmöglichkeit dieser in erster Linie gewünschten Statistik unterließ man auch die nebenher in Aussicht genommene

Bearbeitung der Erfahrungen von Berufsvereinen, Beamten-Pensionskassen u. s. w.

Wie aus diesem negativen Ergebnis zu ersehen ist, ist derzeit die Konstruktion von nach der Dauer der Invalidität abgestuften Invalidensterbetafeln nicht möglich. Man wird noch längere Zeit warten müssen, bis sich ein derart umfangreiches Beobachtungsmaterial angesammelt haben wird, um seine Auswertung nach den neuen als richtig anerkannten Methoden zu gestatten. Große Hoffnungen kann man in dieser Hinsicht auf die Erfahrungen der am 1. Jänner 1909 ihre Tätigkeit beginnenden österreichischen Pensionsanstalt für Privatangestellte setzen, welche es nach Ablauf eines längeren Zeitraumes ermöglichen werden, für eine Reihe von Berufskategorien nach der Dauer der Invalidität abgestufte Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten zu konstruieren.

Ein genügend umfangreiches Material, welches auch die Berücksichtigung des Einflusses der Invaliditätsdauer auf die Sterbenswahrscheinlichkeiten der Invaliden gestattet, liegt derzeit nur bei der deutschen reichsgesetzlichen Invalidenversicherung vor. In dem eingangs erwähnten Referate von Dr. *J. Eggenberger* werden die Erfahrungen angeführt, welche über das Ausscheiden der Invalidenrentenempfänger der Jahre 1891 bis 1895 und der Jahre 1891 bis 1897 aus dem Rentengenusse gemacht wurden.

In einer dem V. Internationalen Kongreß für Versicherungswissenschaft in Berlin (1906) gewidmeten Festschrift berichtet das kaiserlich deutsche Aufsichtsamt für Privatversicherung über das Ausscheiden der Invalidenrentenempfänger der Jahre 1891 bis 1899 aus dem Rentengenusse. Diese neue Untersuchung läßt in der Hauptsache dieselben Eigentümlichkeiten erkennen wie die beiden früheren Untersuchungen. Bemerkenswert ist, daß die neuen Untersuchungen für die ersten Invaliditätsjahre fast durchwegs niedrigere Ausscheidungswahrscheinlichkeiten als die früheren Ausscheidetafeln ergeben. Hingegen hat sich die Annahme, daß mit zunehmender Bezugsdauer die Ausscheidungswahrscheinlichkeiten in die Sterbenswahrscheinlichkeiten der deutschen Sterbetafel für Männer übergehen würden, nicht bestätigt. Die graphische Darstellung der neugefundenen Wahrscheinlichkeiten läßt zwar erkennen, daß nach Ablauf eines Zeitraumes von durchschnittlich 10 Jahren seit dem Eintritte der Erwerbsunfähigkeit das Ausscheiden aus dem Rentengenusse sich unabhängig von der Invaliditätsdauer und lediglich abhängig von dem Lebensalter vollzieht. Die Zahlenwerte für diese Ausscheidungswahrscheinlichkeiten liegen aber bei jüngeren Altern wesentlich über den Sterbenswahrscheinlichkeiten der deutschen Sterbetafel; sie nähern sich denselben

mit zunehmendem Alter immer mehr und bleiben in den hohen Altern, etwa vom Alter 70 ab, hinter ihnen zurück.

Da die Ausscheidetafel für reichsgesetzliche Invalidenrentenempfänger aus Kreisen hervorgegangen ist, deren Lebensverhältnisse im Durchschnitte ungünstiger liegen, als jene der Mitglieder der meisten Arbeiter- und Beamten-Pensionskassen, so eignet sich diese Tafel nicht als Grundlage für andere Pensionsversicherungen. Man wird das Gesamtgepräge der Tafel mit mehr oder weniger großen Abänderungen zur Richtschnur wählen können, die absoluten Zahlen aber wird man im allgemeinen nicht verwenden dürfen.

Bisher sind bei den versicherungstechnischen Fondsprüfungen und jüngst auch bei dem Versicherungsplane der in Deutschland und Österreich geplanten staatlichen Pensionsversicherung der Privatbeamten durchwegs die von Dr. *Zimmermann* und Dr. *Bentzien* aus dem Beobachtungsmateriale des Gesamtpersonales der pensionierten Eisenbahnbeamten konstruierten Invalidensterbetafeln verwendet worden. Diese Tafeln können nicht als Invalidensterbetafeln in aller Strenge bezeichnet werden, da unter den Pensionierten sich auch solche Personen befinden, welche aus anderen Ursachen als infolge Invalidität pensioniert worden sind. So betrug die Zahl der Beamten, welche in den 8 Jahren 1877 bis 1884 überhaupt pensioniert wurden, 14.366: von diesen wurden wegen Invalidität 13.481, das sind 94%, der Rest aus anderen Gründen pensioniert. Die Erhebung des diesen Tafeln zugrundeliegenden statistischen Materiales ist ferner mit der großen Unvollkommenheit behaftet, daß auf die Abhängigkeit der Sterbenswahrscheinlichkeiten von der Dauer der Invalidität keine Rücksicht genommen wird. Dr. *Zimmermann* hat versucht, diesem Mangel durch eine Hypothese abzuhelpen: diese hat sich jedoch nach den bei der reichsgesetzlichen Invalidenversicherung gemachten Erfahrungen nicht als zutreffend erwiesen. Um den Einfluß der Nichtberücksichtigung der Abhängigkeit der Invalidensterblichkeit auf die ziffernmäßige Höhe der Versicherungswerte festzustellen, habe ich folgende Überlegung angestellt:

In der „Denkschrift betreffend die Höhe und Verteilung der finanziellen Belastung aus der Invalidenversicherung“ (Drucksachen des Reichstages, Nr. 93, 1898) wird eine unter Zugrundelegung der beobachteten Invaliditätswahrscheinlichkeiten und der nach Rentenbezugsdauern abgestuften Ausscheidungswahrscheinlichkeiten der Invalidenrentenempfänger berechnete Aktivenordnung mitgeteilt, welche angibt, wie viele von der Zahl der bei Beginn eines jeden Altersjahres in der Absterbeordnung der männlichen Bevölkerung des deutschen Reiches vorhandenen Lebenden dienstfähig und wie viele invalide sind. Auf Grund der Zahl der in jedem Altersjahre zu Beginn desselben

vorhandenen Invaliden, ferner der Zahl der durchschnittlich in der Mitte des Altersjahres invalid werdenden Personen und der Zahl der am Ende des Altersjahres noch lebenden Invaliden kann man eine durchschnittliche Invalidensterbenswahrscheinlichkeit für das betreffende Altersjahr berechnen, welche als ein Mittelmaß aller abgestuften Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten für das gleiche Altersjahr und alle denkbaren Rentenbezugsdauern anzusehen ist und der durchschnittlichen Invalidensterbenswahrscheinlichkeit eines im Beharrungszustande befindlichen Beobachtungsmateriales entspricht.

Auf Grund der früher erwähnten Aktivenordnung, eines Zinsfußes von 3⁰/₁₀₀ und der in vorstehend angegebener Weise ermittelten durchschnittlichen Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten wurden eine Reihe von Versicherungswerten berechnet und diese in Vergleich gestellt mit den auf Grund der abgestuften Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten berechneten Versicherungswerten. Die nachstehende Tabelle enthält die Kapitalswerte der ganzjährig vorschüssigen Invalidenrenten von jährlich 1 und die Kapitalswerte der Anwartschaften für einen Aktiven auf eine in monatlich vorschüssigen Raten zahlbare Invalidenrente von jährlich 1.

Alter	Kapitalswert der Invalidenrente, berechnet auf Grund der		Kapitalswert der Invalidenpensionsanwartschaften, berechnet auf Grund der		Kol. 5- Kol. 4 in Prozenten der Kol. 4
	nach Invaliditätsdauern abgestuften	durchschnittlichen	nach Invaliditätsdauern abgestuften	durchschnittlichen	
	Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten		Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten		
1	2	3	4	5	6
20	4.883	2.068	0.936	0.935	— 0.11
25	6.073	3.175	1.109	1.121	+ 1.08
30	6.592	4.510	1.295	1.333	+ 2.93
35	6.923	5.772	1.507	1.574	+ 4.45
40	7.475	6.854	1.753	1.851	+ 5.59
45	7.848	7.674	2.024	2.160	+ 6.72
50	8.022	8.282	2.299	2.475	+ 7.66
55	8.027	8.492	2.550	2.761	+ 8.27
60	7.716	8.205	2.714	2.957	+ 8.95
65	6.912	7.428	2.742	3.019	+ 10.10
70	5.820	6.372	2.598	2.904	+ 11.78
75	4.720	5.256	2.348	2.652	+ 12.95
80	3.787	4.223			
85	3.136	3.376			
90	2.644	2.744			

Nachstehende Tabelle enthält die jährlichen Nettoprämien für folgende Versicherungskombination: Die Invalidenrente beginnt nach 10jähriger Karenz mit 40 und steigt mit jedem weiteren zurückgelegten Dienstjahre um den Betrag von 2. Nach zurückgelegten 40 Dienstjahren erreicht sie ihr Maximum mit dem Betrage von 100 und kann nunmehr als Altersrente, ohne daß der Nachweis der Invalidität erbracht zu werden braucht, bezogen werden.

Alter	Jährliche Nettoprämien, berechnet auf Grund der		Kol. 3—Kol. 2 in Prozenten der Kol. 2
	nach Invaliditätsdauern abgestuft	durchschnittlichen	
	Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten		
1	2	3	4
20	8.290	8.459	2.04
25	6.866	7.108	3.52
30	5.946	6.263	5.33
35	5.682	6.080	7.00
40	5.913	6.390	8.07
45	6.250	6.791	8.66

Aus den Ziffern der vorstehenden Tabellen ist zu ersehen, daß bei der Verwendung der durchschnittlichen Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten die Prämien durchwegs höher ausfallen als bei der Verwendung der abgestuften Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten. Da der prozentuelle Unterschied der Prämien mit zunehmendem Alter immer größer wird, so werden auch die auf Grund der durchschnittlichen Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten berechneten Prämienreserven durchwegs höher sein als die auf Grund der abgestuften Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten berechneten Prämienreserven.

In welcher Weise lassen sich nun die aus dem reichsgesetzlichen Materiale gezogenen Schlußfolgerungen auf die aus dem Beobachtungsmateriale des Gesamtpersonales pensionierter Eisenbahnbeamten konstruierten Invalidensterbetafeln übertragen?

Das gesamte Beobachtungsmaterial an pensionierten Eisenbahnbeamten erstreckt sich über eine große Anzahl von Beobachtungsjahren, in welchen fast sämtliche denkbaren Rentenbezugsdauern im entsprechenden Mischungsverhältnisse vertreten sind, so daß der Behar-

rungszustand als nahezu erreicht angesehen werden kann. Die Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten der pensionierten Eisenbahnbeamten und besonders diejenigen der ersten Invaliditätsjahre werden allerdings im allgemeinen niedriger sein als beim reichsgesetzlichen Materiale, da hier die Lebensverhältnisse bedeutend günstiger liegen als bei den reichsgesetzlichen Invalidenrentenempfängern und unter den pensionierten Eisenbahnbeamten sich auch Unfallsinvalide befinden, deren Sterblichkeit geringer ist als jene der Krankheitsinvaliden. Es ist jedoch anzunehmen, daß, wenn auch die absoluten Zahlen nicht übereinstimmen, doch das allgemeine Gepräge der nach Invaliditätsdauern abgestuften Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten und ihr Verhältnis zu den durchschnittlichen Invalidensterbenswahrscheinlichkeiten im großen und ganzen das gleiche sein werden wie beim reichsgesetzlichen Materiale. Der Einfluß der Nichtberücksichtigung der Abhängigkeit der Invalidensterblichkeit von der Invaliditätsdauer auf die ziffernmäßige Höhe der Versicherungswerte wird sich somit bei dem Beobachtungsmateriale an pensionierten Eisenbahnbeamten in der gleichen Weise äußern wie beim reichsgesetzlichen Beobachtungsmateriale. Nur die prozentuellen Unterschiede werden geringer sein.

Aus dem Gesagten läßt sich die Schlußfolgerung ziehen, daß mit der Verwendung der aus dem Beobachtungsmateriale an pensionierten Eisenbahnbeamten konstruierten Pensioniertensterbetafeln an Stelle von wirklichen Invalidensterbetafeln, welche auch die Abhängigkeit der Sterblichkeit von der Invaliditätsdauer berücksichtigen, ein nicht unbedeutlicher Sicherheitskoeffizient sowohl in die Berechnung der Prämien als auch in die Berechnung der Prämienreserven eingeführt wird.

XIV. — E.

La méthode indirecte pour calculer la valeur d'une rente de veuve.

Par le Dr. G. Schaertlin, Zurich.

1. Depuis que Behm¹⁾ et Zillmer²⁾ et d'autres auteurs en Allemagne, Ralph P. Hardy³⁾, Meikle³⁾, King⁴⁾, Manly⁵⁾, Allin⁶⁾ et E. C. Thomas⁷⁾ en Angleterre ont introduit dans le calcul de la rente de veuve la probabilité d'être marié, c'est-à-dire le rapport du nombre des hommes mariés d'un certain âge au nombre total des hommes de ce même âge, on a fait souvent usage de cette nouvelle méthode.⁸⁾

Ce procédé de calcul connu maintenant sous le nom de méthode indirecte, „collective method“ chez les actuaires anglais, a d'autant plus de chance de se généraliser que des recherches soigneuses ont fait voir que les résultats auxquels il conduit harmonisent très bien⁹⁾ avec ceux de la méthode directe, plus compliquée, où l'on calcule avec le taux de mortalité des femmes mariées et de la probabilité de se marier des actifs célibataires et des actifs veufs. Il convient toutefois, ainsi que Zillmer déjà le fait remarquer, de déduire les probabilités d'être marié des observations de la caisse même que l'on étudie, de s'abstenir ainsi de toutes observations étrangères. En outre, la méthode

¹⁾ G. Behm, Entwurf eines Gesetzes, betreffend die Unfallversicherung der Arbeiter nebst Begründung, sowie eine Denkschrift, betreffend die Gefahrenklassen, Berlin 1882.

²⁾ Zillmer, Assekuranz-Jahrbuch de A. Ehrenzweig. XII^e année.

³⁾ Voir J. I. A., XXXVIII, p. 163.

⁴⁾ J. I. A., XXX, p. 291.

⁵⁾ J. I. A., XXXVI, p. 209; XXXVIII, p. 101 et XLII, p. 1.

⁶⁾ J. I. A., XXXIX, p. 337.

⁷⁾ J. I. A., XL, p. 188.

⁸⁾ Le travail de O. Schjoll, Christiania 1892, dont un extrait est contenu dans J. I. A., XL, p. 200, traite aussi du même objet.

⁹⁾ J. Karup, Die Finanzlage der Gothaischen Staatsdiener - Witwen-Societät, p. 61.

est susceptible d'un notable perfectionnement. Au lieu de déduire la mortalité d'être marié des observations faites sur des hommes vivants, on fera mieux de se baser sur l'état civil au moment du décès. S'agit-il d'une caisse de pensions, on se basera sur les observations faites au moment de l'entrée en invalidité ou du décès comme actif.¹⁾ Car il n'est pas démontré jusqu'ici, et il n'est pas non plus probable que les probabilités d'être marié et, ce qui importe aussi, les rapports d'âge entre hommes et femmes soient les mêmes pour les hommes en bonne santé et pour les hommes malades ou infirmes. En d'autres termes, la probabilité qu'un actif soit marié au moment où il meurt ou devient invalide ne peut pas être assimilée à la probabilité qu'un actif quelconque du même âge soit marié. Une concordance n'est guère présumable que si la cause de la sortie du groupe des actifs est indépendante ou peu s'en faut de l'état de santé, par exemple, lorsque la sortie du groupe des actifs est due à un accident.

En général aussi on est conduit à se baser sur les observations relatives aux sortants en raison du fait que les caisses de pensions doivent nécessairement faire des relevés concernant les sortants, et que, par suite, beaucoup de ces caisses ont déjà recueilli des matériaux suffisants.

Une autre source d'erreur dans la méthode indirecte telle qu'elle a été appliquée jusqu'ici, est de moindre importance. Karup²⁾ fait observer avec raison que la probabilité d'être marié ne dépend pas seulement de l'âge, mais aussi de la durée écoulée du service. Or cette même dépendance existe, sans qu'on en ait tenu compte jusqu'ici, aussi pour la probabilité de se marier. Il est vrai que l'influence de cette circonstance dans la méthode directe est moindre que celle de la circonstance correspondante dans la méthode indirecte. Mais même dans cette dernière, elle ne peut guère être d'une grande portée. Il sera temps d'en tenir compte lorsque les matériaux statistiques permettront aussi d'apporter des améliorations encore plus importantes, savoir de calculer, d'une part, avec des taux d'invalidité³⁾ et de mortalité d'actifs fixés suivant la durée du service et, d'autre part, avec des taux de mortalité d'invalides différenciés suivant la durée de l'invalidité.

¹⁾ Befinden über die Pensions- und Hilfskassen der schweizerischen Bundesbahnen, von J. Rebstein et G. Schaeertlin. P. 30. Berne 1904. Neukomm et Zimmermann.

King semble être d'un autre avis. Voir à ce sujet J. I. A., XXXVIII. p. 165.

²⁾ J. Karup, loc. cit., p. 59.

³⁾ E. Blaschke, Congrès international des assurances sociales, Vienne. Tome II, p. 129.

L'importance de la méthode indirecte est assez grande pour justifier les recherches tendantes à la rendre d'un usage aussi facile que possible en pratique. Ce qui fait le plus défaut actuellement, c'est un aperçu des relations entre les différentes valeurs des rentes suivant que la rente est payable d'avance ou à terme échu, par termes annuels ou par fractions d'annuité, avec ou sans arrérages à l'extinction de la rente. Une étude détaillée des différentes méthodes pour calculer la valeur de rentes futures nous paraît indiquée aussi parce que les modes de calcul préconisés par divers auteurs diffèrent les uns des autres.¹⁾ et parfois ne sont pas justifiés avec toute la rigueur désirable.

Dans cette étude,²⁾ nous ferons intervenir comme il convient, dans les unités statistiques de mesure, l'âge, la durée du service et la durée de l'invalidité. Nous voudrions ainsi contribuer pour une faible part à la solution de la question posée dans le programme du Congrès de Vienne, et qui vise à développer la science actuarielle en tenant compte de la durée du service dans les probabilités d'invalidité et de la durée de l'invalidité dans les taux de mortalité des invalides.

I. La rente de veuve pour un actif demeuré actif.

2. La valeur d'une rente viagère de veuve 1 à servir dès le décès du mari comme actif, la première fois au commencement de l'année d'assurance qui suit l'année du décès.

Nous prenons pour base les ordres d'activité des hommes, chaque ordre correspondant à un âge différent d'entrée au service $[x]$. Le nombre des actifs de l'âge $[x]$ à l'entrée au service soit $l_{[x]}^{aa}$. De même, le nombre des actifs de l'âge $[x] - n$, où n est le nombre des années de service écoulées depuis l'entrée, soit $l_{[x]+n}^{aa}$. Les actifs sortent du groupe des actifs pour cause de décès et d'invalidité. Désignons par $q_{[x]+n}^{aa}$ le taux annuel de mortalité des actifs de l'âge $[x] + n$.

Admettons que des observations faites sur un grand nombre d'hommes qui sont décédés comme actifs à l'âge $[x] + n$ aient conduit à la probabilité $h_{[x]+n}$ d'être marié.

¹⁾ Hugo Meyer, Beiträge zur Pensionsversicherung. 1903. Jena. G. Fischer.

²⁾ Voir notre article sur la méthode indirecte pour calculer la valeur des rentes d'invalidité dans le 3^e fascicule du Bulletin de l'Association des Actuaires suisses.

En particulier, soit $h_{[x]+n:y}^{(1)}$ la probabilité d'être marié avec une femme d'âge y , de sorte que

$$h_{[x]+n} = \sum h_{[x]+n:y},$$

la sommation devant s'étendre à tous les âges possibles des femmes, ce que, pour simplifier, nous écrirons

$$h_{[x]+n} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y}.$$

Nous supposons que $h_{[x]+n+t:y+t}$, c'est-à-dire la probabilité que l'actif d'âge $[x] + n + t$ soit marié avec une femme d'âge $y + t$, varie d'une manière continue avec t .

La première question à résoudre est de déterminer $\bar{a}_{[x]+n:y}^{aa}$, c'est-à-dire la valeur actuelle de la rente de veuve pour un actif $[x] + n$ du groupe d'actifs $\bar{l}_{[x]+n}^{aa}$ lorsque la différence d'âge entre mari et femme est $x + n - y$.

Pour cela, il y a lieu d'observer d'abord qu'une partie seulement des actifs $\bar{l}_{[x]+n}^{aa}$, savoir $\bar{l}_{[x]+n}^{aa} h_{[x]+n:y}$, sont mariés avec des femmes d'âge y , et en outre que l'effectif des hommes mariés dont les femmes présentent la différence d'âge $x + n - y$ se modifie par la sortie des actifs par décès ou invalidité, par le mariage et aussi par le décès des femmes.

Après n années de service, l'effectif en question se compose d'actifs mariés avec des femmes d'âge y ; leur nombre est $\bar{l}_{[x]+n}^{aa} h_{[x]+n:y}$.

D'une manière analogue, le nombre des actifs d'âge $[x] + n + t$ que nous aurons à considérer sera

$$\bar{l}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t}.$$

Si $\bar{\mu}_{[x]+n}^{aa}$ représente le taux instantané de mortalité³⁾ des actifs $[x] + n$, le nombre des décès qui surviendront parmi les actifs mariés pendant le temps dt après l'âge $[x] + n + t$ (nous dirons pour abrégé: à l'âge $[x] + n + t$) sera

$$\bar{l}_{[x]+n+t}^{aa} \bar{\mu}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t} dt.$$

1) Des probabilités de cette espèce peuvent être déduites, par exemple, des données statistiques données par Leubin dans son travail „Orientation technique“, Berne 1903, tableau II.

2) Dans le manuscrit, nous employons la lettre a de l'écriture courante allemande.

3) Voir 1^{er} fascicule, p. 54, du bulletin de l'Association des actuaires suisses.

Les décédés laissent autant de veuves d'âge $y + t$.

De ces veuves, celles qui survivent à l'âge $y + 1$ sont au nombre de

$$l_{[x]+n+t}^{aa} p_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{y+1}^{ww}}{l_{y+t}^{ww}} dt;$$

l_y^{ww} représentant ici le nombre des veuves d'âge y dans l'ordre d'extinction des veuves.

Cet ordre d'extinction des veuves est supposé avoir été établi en assimilant le remariage au décès.

Un tel ordre d'extinction des veuves peut être déduit directement d'observations statistiques. Mais il peut être établi aussi, d'après un procédé connu, à l'aide d'une table de mortalité pour veuves et de la probabilité de se marier pour les veuves.

Pour trouver le nombre total de veuves avec la différence d'âge $x + n - y$ qui sont devenues veuves après l'âge y et qui survivent à l'âge $y + 1$, il n'y a qu'à former la somme des différents produits que l'on obtient en faisant varier t de 0 jusqu'à 1.

Le nombre des veuves survivantes à l'âge $y + 1$ est ainsi

$$\int_{t=0}^{t=1} l_{[x]+n+t}^{aa} p_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{y+1}^{ww}}{l_{y+t}^{ww}} dt.$$

Si chacune de ces veuves reçoit dès la fin de l'année de décès du mari une rente annuelle payable d'avance, chaque veuve grève la caisse d'une charge de $\frac{l_{y+1}^{ww}}{a_{y+1}^{ww}}$ à la fin de l'année de décès du mari. A cette époque la charge totale est donc :

$$\int_{t=0}^{t=1} l_{[x]+n+t}^{aa} p_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{y+1}^{ww}}{l_{y+t}^{ww}} a_{y+1}^{ww} dt.$$

En escomptant pour l'âge 0 des actifs, on obtient :

$$v^{x+n+1} \int_{t=0}^{t=1} l_{[x]+n+t}^{aa} p_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{y+1}^{ww}}{l_{y+t}^{ww}} a_{y+1}^{ww} dt.$$

Pour déterminer la valeur de cette intégrale, nous ferons certaines hypothèses concernant la marche des fonctions qui y entrent.

Nous admettrons que les décès des actifs entre les limites $t=0$ et $t=1$ se répartissent d'une manière uniforme sur toute l'année, c'est-à-dire que

$$\bar{l}_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} \bar{p}_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} = \bar{l}_{[x]+n}^{\bar{aa}} \bar{q}_{[x]+n}^{\bar{aa}}.$$

Nous supposons aussi qu'entre ces mêmes limites, la probabilité $h_{[x]+n+t:y+t}$ varie d'une manière linéaire, c'est-à-dire que

$$h_{[x]+n+t:y+t} = h_{[x]+n:y} - t(h_{[x]+n:y} - h_{[x]+n+1:y+1});$$

et, en outre, aussi

$$\bar{l}_{y+t}^{\bar{ww}} = \bar{l}_y^{\bar{ww}} - t(\bar{l}_y^{\bar{ww}} - \bar{l}_{y+1}^{\bar{ww}}).$$

Dans ces conditions, l'intégrale à évaluer peut s'écrire :

$$v D_{[x]+n}^{\bar{aa}} \bar{q}_{[x]+n}^{\bar{aa}} \bar{l}_{y+1}^{\bar{ww}} \bar{a}_{y+1}^{\bar{ww}} \int_{t=0}^{t=1} \frac{h_{[x]+n:y} - t(h_{[x]+n:y} - h_{[x]+n+1:y+1})}{\bar{l}_y^{\bar{ww}} - t(\bar{l}_y^{\bar{ww}} - \bar{l}_{y+1}^{\bar{ww}})} dt.$$

L'intégrale J comprise dans ce produit a la valeur

$$J = \frac{h_{[x]+n:y} + h_{[x]+n+1:y+1}}{\bar{l}_y^{\bar{ww}} + \bar{l}_{y+1}^{\bar{ww}}},$$

ou

$$J = 2 \frac{h_{[x]+n+\frac{1}{2}:y+\frac{1}{2}}}{\bar{l}_y^{\bar{ww}} + \bar{l}_{y+1}^{\bar{ww}}}$$

et le produit lui-même prend la forme

$$v D_{[x]+n}^{\bar{aa}} \bar{q}_{[x]+n}^{\bar{aa}} h_{[x]+n+\frac{1}{2}:y+\frac{1}{2}} \frac{2 \bar{p}_y^{\bar{ww}}}{1 + \bar{p}_y^{\bar{ww}}} \bar{a}_{y+1}^{\bar{ww}},$$

dans laquelle $\bar{p}_y^{\bar{ww}}$ représente la probabilité que la veuve (y) ne meurt ni ne se remarie pendant l'année y à $y+1$.

Ce produit représente la charge, escomptée à l'âge 0 des actifs, provenant des décès pendant la $(n+1)^{\text{e}}$ année de service.

Pour un actif $[x]+n$, la charge, rapportée à l'âge $[x]+n$, provenant de toutes les années d'assurance, c'est-à-dire $\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{aa}}$, est

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{aa}} = \frac{v}{D_{[x]+n}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\bar{aa}} \bar{q}_{[x]+n+r}^{\bar{aa}} h_{[x]+n+r+\frac{1}{2}:y+r+\frac{1}{2}} \frac{2 \bar{p}_{y+r}^{\bar{ww}}}{1 + \bar{p}_{y+r}^{\bar{ww}}} \bar{a}_{y+r+1}^{\bar{ww}}.$$

Si maintenant on donne à y successivement toutes les valeurs possibles depuis la plus petite jusqu'à la plus grande, et que l'on

additionne les résultats, on obtient pour un actif $[x] + n$ du groupe $\overline{l}_{[x]+n}^{aa}$ la valeur cherchée de la rente de veuve. Nous désignons cette somme par $\overline{a}_{[x]+n}^{aa}$, et obtenons ainsi

$$\overline{a}_{[x]+n}^{aa} = \sum_{y=0}^{\infty} \overline{a}_{[x]+n|y}^{aa}.$$

Appelons encore $\overline{B}_{[x]+n}^{aa}$ l'expression

$$\sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n+\frac{1}{2}:y+\frac{1}{2}} \frac{2 p_y^{\overline{ww}}}{1 + p_y^{\overline{ww}}} \overline{a}_{y+1}^{\overline{ww}} \quad (1)$$

qui représente la charge en rente de veuve qui résulte du décès d'un actif $[x] + n$ pendant la $(n+1)^e$ année de service, rapportée à l'âge $[x] + n + 1$. Par une interversion de l'ordre des sommations nous pouvons alors écrire aussi:

$$\overline{a}_{[x]+n}^{aa} = \frac{v}{D_{[x]+n}^{aa}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{aa} \overline{q}_{[x]+n+r}^{aa} \overline{B}_{[x]+n+r}^{aa}. \quad (2)$$

3. La rente continue de veuve, commençant au décès de l'actif.

Bien que rien ne s'oppose à l'emploi de la relation (2), il est recommandable de chercher, pour l'application pratique, une méthode de calcul un peu plus simple. On y arrive en admettant que la charge en rente de veuve qui échoit au décès d'un actif, $h_{[x]+n+t:y+t} \overline{a}_{y+t}^{\overline{ww}}$ varie d'une manière linéaire au cours de chaque année de service.

La charge provenant des veuves d'âge $y + t$ qui sont résultées des décès des actifs de l'âge $[x] + n + t$, est, rapportée à la naissance des actifs:

$$v^{x+n+t} \overline{l}_{[x]+n+t}^{aa} \overline{\mu}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t} \overline{a}_{y+t}^{\overline{ww}} dt.$$

Posons

$$\overline{l}_{[x]+n+t}^{aa} \overline{\mu}_{[x]+n+t}^{aa} = \overline{l}_{[x]+n}^{aa} \overline{q}_{[x]+n}^{aa},$$

et

$$h_{[x]+n+t:y+t} \overline{a}_{y+t}^{\overline{ww}} = h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} - t(h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} - h_{[x]+n+1:y+1} \overline{a}_{y+1}^{\overline{ww}}),$$

on obtient pour la charge, escomptée à la naissance des actifs, et provenant des veuves d'âge y à $y + 1$ qui sont résultées respectivement des décès d'actifs d'âge $[x] + n$ à $[x] + n + 1$:

$$l_{[x]+n}^{\overline{aa}} q_{[x]+n}^{\overline{aa}} v^{x+n} \cdot \\ \int_{t=0}^{t=1} v^t \left\{ h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} - t (h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} - h_{[x]+n+1:y+1} \overline{a}_{y+1}^{\overline{ww}}) \right\} dt.$$

Posons pour abrégé :

$$\alpha = \frac{h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} - h_{[x]+n+1:y+1} \overline{a}_{y+1}^{\overline{ww}}}{h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}}},$$

nous avons à déterminer l'intégrale

$$J = l_{[x]+n}^{\overline{aa}} q_{[x]+n}^{\overline{aa}} v^{x+n} h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} \int_{t=0}^{t=1} v^t (1 - \alpha t) dt.$$

Or, on a

$$\int_{t=0}^{t=1} v^t dt = \frac{iv}{\delta} = \frac{d}{\delta}$$

et

$$\int_{t=0}^{t=1} tv^t dt = \frac{v}{\delta^2} (i - \delta),$$

où

$$\delta = \log(1 + i).$$

Approximativement, on a aussi

$$\frac{i - \delta}{\delta} = \frac{i}{2},$$

de sorte que l'on peut écrire

$$\int_{t=0}^{t=1} tv^t dt = \frac{iv}{2\delta} = \frac{d}{2\delta}.$$

L'intégrale dans l'expression de J devient donc

$$\frac{d}{\delta} \left(1 - \frac{\alpha}{2} \right)$$

ou, à cause de la valeur de α :

$$\frac{d}{2\delta} \left(\frac{h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}} + h_{[x]+n+1:y+1} \overline{a}_{y+1}^{\overline{ww}}}{h_{[x]+n:y} \overline{a}_y^{\overline{ww}}} \right).$$

L'expression à évaluer prend donc la forme

$$\frac{d}{2\delta} \bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} \bar{q}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} v^{x+n} (h_{[x]+n:y} \bar{a}_y^{\bar{w}\bar{w}} - h_{[x]+n+1:y+1} \bar{a}_{y+1}^{\bar{w}\bar{w}}).$$

Par suite,

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{a}\bar{a}} = \frac{d}{2\delta} \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}}}.$$

$$\sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\bar{a}\bar{a}} \bar{q}_{[x]+n+r}^{\bar{a}\bar{a}} (h_{[x]+n+r:y+r} \bar{a}_{y+r}^{\bar{w}\bar{w}} - h_{[x]+n+r+1:y+r+1} \bar{a}_{y+r+1}^{\bar{w}\bar{w}}).$$

et

$$\bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} = \sum_{y=0}^{\infty} \bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{a}\bar{a}}.$$

Si nous posons

$$\bar{B}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y} \bar{a}_y^{\bar{w}\bar{w}}, \quad (3)$$

la valeur actuelle cherchée peut aussi être mise sous la forme

$$\bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} = \frac{d}{2\delta} \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\bar{a}\bar{a}} \bar{q}_{[x]+n+r}^{\bar{a}\bar{a}} (\bar{B}_{[x]+n+r}^{\bar{a}\bar{a}} - \bar{B}_{[x]+n+r+1}^{\bar{a}\bar{a}}). \quad (4)$$

Si l'on veut faire abstraction d'hypothèses sur la marche des fonctions à considérer dans la détermination de la valeur de la rente continue de veuve, on fera usage de la formule de sommation de Euler-Mac Laurin,¹⁾ et, en supposant seulement la continuité de ces fonctions, on fera le raisonnement suivant.

La valeur de la rente continue de veuve pour les veuves présentant la différence d'âge $x - n - y$ est donnée par l'expression

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{a}\bar{a}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{a}\bar{a}} \bar{q}_{[x]+n+t}^{\bar{a}\bar{a}} h_{[x]+n+t:y+t} \bar{a}_{y+t}^{\bar{w}\bar{w}} dt.$$

Posons pour abrégier

$$\bar{B}_{[x]+n:y}^{\bar{a}\bar{a}} = h_{[x]+n:y} \bar{a}_y^{\bar{w}\bar{w}},$$

on pourra écrire

¹⁾ Au sujet de l'applicabilité de cette formule sans évaluation du reste, voir Karup, loc. cit. p. 91.

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n+t:y+t}^{\overline{aa}} dt.$$

Or, d'après la formule de sommation de Euler, lorsque

$$\Sigma F(z) = F(z) + F(z+1) + F(z+2) + \dots$$

on a aussi

$$\Sigma F(z) = \int_z^{\infty} F(z) dz + \frac{1}{2} F(z) - \frac{1}{12} F'(z) + \dots$$

Pour $z = 0$:

$$\Sigma F(0) = F(0) + F(1) + F(2) + \dots$$

et

$$\Sigma F(0) = \int_0^{\infty} F(z) dz + \frac{1}{2} F(0) - \frac{1}{12} F'(0) + \dots$$

Dans notre cas,

$$F(z) = F(t) = D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n+t:y+t}^{\overline{aa}}$$

et

$$F(0) = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}}.$$

D'une manière approchée, on a aussi¹⁾

$$F'(t) = -\frac{1}{2} (D_{[x]+n+t-1}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n+t-1}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n+t-1:y+t-1}^{\overline{aa}} \\ - D_{[x]+n+t+1}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n+t+1}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n+t+1:y+t+1}^{\overline{aa}})$$

et

$$F'(0) = -\frac{1}{2} (D_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n-1:y-1}^{\overline{aa}} - D_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} \bar{B}_{[x]+n+1:y+1}^{\overline{aa}}).$$

¹⁾ La formule d'approximation employée ici

$$f'_{(z)} = -\frac{1}{2} (f_{(z-1)} - f_{(z+1)})$$

n'est pas applicable lorsque $f_{(z-1)}$ n'est pas donné, ainsi dans notre cas pour $t = 0$. On recourra alors à l'approximation

$$f'_{(z)} = -\frac{1}{2} (f_{(z+2)} + 3f_{(z)} - 4f_{(z+1)}) \\ = -\frac{1}{2} \{ 3(f_{(z)} - f_{(z+1)}) - (f_{(z+1)} - f_{(z+2)}) \}$$

On obtient ainsi

$$\begin{aligned} \bar{a}_{[x]+n|y}^{aa} = & \frac{1}{D_{[x]+n}^{aa}} \sum_{t=0}^{\infty} D_{[x]+n+t}^{aa} \mu_{[x]+n+t}^{aa} \bar{B}_{[x]+n+t:y+t}^{aa} - \frac{1}{2} \mu_{[x]+n}^{aa} \bar{B}_{[x]+n:y}^{aa} \\ & - \frac{1}{24} \frac{D_{[x]+n-1}^{aa} \mu_{[x]+n-1}^{aa} \bar{B}_{[x]+n-1:y-1}^{aa} - D_{[x]+n+1}^{aa} \mu_{[x]+n+1}^{aa} \bar{B}_{[x]+n+1:y+1}^{aa}}{D_{[x]+n}^{aa}} \end{aligned}$$

ou, en désignant la dernière fraction par $R_{[x]+n:y}^{aa}$ et en remplaçant t par r ,

$$\begin{aligned} \bar{a}_{[x]+n|y}^{aa} = & \frac{1}{D_{[x]+n}^{aa}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{aa} \mu_{[x]+n+r}^{aa} \bar{B}_{[x]+n+r:y+r}^{aa} \\ & - \frac{1}{2} \mu_{[x]+n}^{aa} \bar{B}_{[x]+n-y}^{aa} - \frac{1}{24} R_{[x]+n:y}^{aa}. \end{aligned}$$

En additionnant maintenant toutes les expressions analogues que l'on obtient en donnant à y successivement toutes les valeurs possibles, et en posant

$$\bar{B}_{[x]+n}^{aa} = \sum_{y=0}^{\infty} \bar{B}_{[x]+n:y}^{aa} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y}^{aa} \bar{a}_y^{ww},$$

nous obtenons

$$\begin{aligned} \bar{a}_{[x]+n|}^{aa} = & \frac{1}{D_{[x]+n}^{aa}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{aa} \mu_{[x]+n+r}^{aa} \bar{B}_{[x]+n+r}^{aa} \\ & - \frac{1}{2} \mu_{[x]+n}^{aa} \bar{B}_{[x]+n}^{aa} - \frac{1}{24} R_{[x]+n}^{aa}, \end{aligned} \quad (5)$$

ou

$$R_{[x]+n}^{aa} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{aa}} (D_{[x]+n-1}^{aa} \mu_{[x]+n-1}^{aa} \bar{B}_{[x]+n-1}^{aa} - D_{[x]+n+1}^{aa} \mu_{[x]+n+1}^{aa} \bar{B}_{[x]+n+1}^{aa}).$$

Rien n'empêche, en pratique, de calculer $\bar{R}_{[x]+n}^{aa}$ d'après la formule (5). On obtient la valeur de $\mu_{[x]+n}^{aa}$ comme nous l'avons montré dans notre publication dans le premier fascicule du Bulletin de l'Association des Actuaires suisses.

4. La rente de survie payable par fractions d'annuité.

Sur $l_{[x]+n}^{aa}$ actifs, il en meurt comme actifs à l'âge $[x]+n+t$ laissant des veuves d'âge $y+t$:

$$l_{[x]+n+t}^{aa} \mu_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t:y+t}^{aa} dt.$$

De ces veuves, il en survit comme veuves à l'âge $y+r$

$$\overline{l}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \overline{\mu}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{\overline{l}_{y+r}^{\overline{ww}}}{\overline{l}_{y+t}^{\overline{ww}}} dt.$$

Le nombre de femmes qui deviennent veuves de l'âge y à l'âge $y+r$ et qui survivent à l'âge $y+r$ se trouve en additionnant toutes les expressions analogues que l'on obtient en donnant successivement à t dans ce produit toutes les valeurs possibles de 0 à r . Ce nombre est ainsi

$$\varphi(r) = \int_{t=0}^{t=r} \overline{l}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \overline{\mu}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{\overline{l}_{y+r}^{\overline{ww}}}{\overline{l}_{y+t}^{\overline{ww}}} dt.$$

Or on a évidemment

$$\overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{a}_{[x]+n,y}^{\overline{aa}} = v \varphi(1) + v^2 \varphi(2) + v^3 \varphi(3) + \dots,$$

et pour la rente de survie payable par fractions $\frac{1}{m}$:

$$\overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{a}_{[x]+n,y}^{\overline{aa}(\frac{m}{m})} = \frac{1}{m} v^{\frac{1}{m}} \varphi\left(\frac{1}{m}\right) + \frac{1}{m} v^{\frac{2}{m}} \varphi\left(\frac{2}{m}\right) + \frac{1}{m} v^{\frac{3}{m}} \varphi\left(\frac{3}{m}\right) + \dots$$

Pour chercher la différence entre ces deux valeurs actuelles, nous recourrons à la formule de sommation de Euler.

Désignons par $\Sigma F(z)$ la série

$$F(z) + F(z+1) + F(z+2) + \dots,$$

et par $\Sigma^m F(z)$ la série

$$\frac{1}{m} \left\{ F(z) + F\left(z + \frac{1}{m}\right) + F\left(z + \frac{2}{m}\right) + \dots \right\},$$

on a

$$\Sigma^m F(z) - \Sigma F(z) = -\frac{m-1}{m} F(z) + \frac{m^2-1}{12m^2} F'(z) - \dots$$

Dans notre cas, à $F(z)$ correspond la valeur de la fonction $v^r \varphi(r)$ pour $r=0$, c'est-à-dire 0; et à $F'(z)$ correspond la valeur que prend pour $r=0$ la dérivée de $v^r \varphi(r)$ par rapport à r .

Cette dérivée est

$$\frac{d v^r \varphi(r)}{d r} = v^r \varphi(r) \log v + v^r \frac{d \varphi(r)}{d r}.$$

Or

$$\frac{d\varphi(r)}{dr} = \int_{t=0}^{t=r} \overline{l}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \overline{\mu}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{d\overline{l}_{y+r}^{\overline{ww}}}{\overline{l}_{y+t}^{\overline{ww}}} dt \\ + \overline{l}_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} \overline{\mu}_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+r:y+r};$$

donc

$$\left[\frac{dv^r \varphi(r)}{dr} \right]_{r=0} = \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y}.$$

On a ainsi, avec une grande approximation

$$\overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{a}_{[x]+n|y}^{(m)} - \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{a}_{[x]+n|y}^{\overline{aa}} = \frac{m^2 - 1}{12 m^2} \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y},$$

et par suite

$$\overline{a}_{[x]+n|y}^{(m)} - \overline{a}_{[x]+n|y}^{\overline{aa}} = \frac{m^2 - 1}{12 m^2} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y}. \quad (6)$$

Comme cette relation existe pour tous les âges possibles de la femme, on a évidemment

$$\overline{a}_{[x]+n}^{(m)} - \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}} = \frac{m^2 - 1}{12 m^2} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y};$$

et comme aussi

$$h_{[x]+n} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y},$$

on obtient

$$\overline{a}_{[x]+n}^{(m)} - \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}} = \frac{m^2 - 1}{12 m^2} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n}. \quad (7)$$

On déduit de là pour $m = \infty$

$$\overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}} - \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}} = \frac{1}{12} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n} \quad (8)$$

et

$$\overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}} - \overline{a}_{[x]+n}^{(m)} = \frac{1}{12 m^2} \overline{\mu}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n}. \quad (9)$$

Il faut observer que les relations sont indépendantes d'hypothèses sur la marche des fonctions qui entrent en ligne de compte. La seule supposition faite est que $\varphi(t)$ et ses dérivées sont des fonctions continues de t , ce qui est absolument conforme à la nature des choses.

Les relations (7) à (9) permettent d'obtenir rapidement les autres rentes quand l'une d'elles a été préalablement calculée.

5. L'assurance d'un capital de survie.

a) La valeur actuelle d'un capital 1 payable lorsqu'un actif d'âge actuel $[x] + n$ meurt comme actif en laissant une veuve.

Sur $\bar{l}_{[x]+n}^{aa}$ actifs, il en meurt dans la $(n + r + 1)^e$ année de service en laissant des veuves qui ont, avec leur époux, une différence d'âge égale à $x + n - y$:

$$\int_{t=0}^{t=1} \bar{l}_{[x]+n+r+t}^{aa} \bar{p}_{[x]+n+r+t}^{aa} h_{[x]+n+r+t:y+r+t} dt.$$

La valeur des capitaux à leur payer, rapportée à la naissance des actifs, est

$$J = \int_{t=0}^{t=1} v^{x+n+r+t} \bar{l}_{[x]+n+r+t}^{aa} \bar{p}_{[x]+n+r+t}^{aa} h_{[x]+n+r+t:y+r+t} dt.$$

Si les fonctions $\bar{l}_{[x]+n+r+t}^{aa}$, $\bar{p}_{[x]+n+r+t}^{aa}$ et $h_{[x]+n+r+t:y+r+t}$ varient d'une manière linéaire entre $t = 0$ et $t = 1$, on peut poser

$$J = D_{[x]+n+r}^{aa} \bar{q}_{[x]+n+r}^{aa} h_{[x]+n+r:y+r} \int_{t=0}^{t=1} v^t (1 - Ht) dt,$$

où

$$H = \frac{h_{[x]+n+r:y+r} - h_{[x]+n+r+1:y+r+1}}{h_{[x]+n+r:y+r}}$$

Or, on sait, d'après le chapitre 3, que

$$\begin{aligned} \int_{t=0}^{t=1} v^t (1 - Ht) dt &= \frac{iv}{\delta} \left(1 - \frac{H}{2}\right) = \frac{d}{\delta} \left(1 - \frac{H}{2}\right) = \\ &= \frac{d}{2\delta} \frac{h_{[x]+n+r:y+r} + h_{[x]+n+r+1:y+r+1}}{h_{[x]+n+r:y+r}} = \frac{d}{\delta} \frac{h_{[x]+n+r+\frac{1}{2}:y+r+\frac{1}{2}}}{h_{[x]+n+r:y+r}}. \end{aligned}$$

Il en résulte

$$J = \frac{d}{\delta} D_{[x]+n+r}^{aa} \bar{q}_{[x]+n+r}^{aa} h_{[x]+n+r+\frac{1}{2}:y+r+\frac{1}{2}};$$

et, par suite, la valeur $\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1}$ du capital de survie¹⁾ est

$$\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1} = \frac{d}{\delta} \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+r+\frac{1}{2}:y+\frac{1}{2}}.$$

En additionnant toutes les expressions analogues que l'on obtient en donnant à y successivement toutes les valeurs possibles et en remarquant que

$$h_{[x]+n} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y},$$

on obtient

$$\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{aa}_1} = \frac{d}{\delta} \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+r+\frac{1}{2}}, \quad (10)$$

pour la valeur actuelle de l'assurance cherchée.

Si l'on veut faire abstraction d'hypothèses sur la marche des fonctions, on a d'abord

$$\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} dt. \quad (11)$$

puis, à l'aide de la formule de sommation de Euler:

$$\begin{aligned} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1} &= \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \sum_{t=0}^{\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} - \frac{1}{2} \overline{p}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y} \\ &\quad - \frac{1}{24} \frac{D_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} h_{[x]+n-1:y-1} - D_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+1:y+1}}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}}. \end{aligned}$$

En additionnant toutes les expressions analogues que l'on obtient en donnant à y successivement toutes les valeurs possibles, et en remplaçant t par r , on obtient enfin

$$\begin{aligned} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{aa}_1} &= \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n+r}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+r} - \frac{1}{2} \overline{p}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n} \\ &\quad - \frac{1}{24} \frac{D_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} h_{[x]+n-1} - D_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} \overline{p}_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+1}}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}}. \quad (12) \end{aligned}$$

¹⁾ Dans le manuscrit, nous faisons usage du \mathfrak{A} de l'écriture courante allemande.

b) La valeur actuelle d'une assurance de capital de survie pour le cas du décès ou du remariage de la veuve.

Pour les veuves présentant la différence d'âge $x + n - y$ avec leur époux, cette valeur est

$$\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} p_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} \overline{A}_{y+t}^w dt.$$

Dans cette expression, \overline{A}_{y+t}^w représente la valeur de l'assurance 1 payable lorsque la veuve d'âge actuel ($y + t$) sort de l'état de veuvage par décès ou par mariage.

Comme

$$\overline{A}_{y+t}^w = 1 - \delta \overline{a}_{y+t}^{\overline{ww}},$$

nous obtenons

$$\begin{aligned} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}} &= \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} p_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} dt \\ &\quad - \frac{\delta}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} p_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} h_{[x]+n+t:y+t} \overline{a}_{y+t}^{\overline{ww}} dt. \end{aligned}$$

Le premier terme dans le membre de droite est $\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}}$, le second est la valeur actuelle de la rente continue de survie δ sur la tête de la veuve, valeur que nous désignons, conformément au chapitre 3, par $\delta \overline{a}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}}$. On peut donc écrire

$$\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}} - \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}} = \delta \overline{a}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}}.$$

Cette relation signifie que le capital assuré peut être remis à la veuve déjà à l'époque du décès du mari, à condition qu'elle en rembourse les intérêts aussi longtemps qu'elle demeure veuve, ce qui est évident.

En formant cette expression pour tous les âges y possibles et en additionnant, nous obtenons la valeur actuelle cherchée du capital 1 payable, après le décès du mari, à la veuve lorsqu'elle sort de l'état de veuvage.

$$\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{aa}} - \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:(\overline{y})}^{\overline{aa}} = \delta \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}}. \quad (13)$$

Dans la notation $\overline{a}_{[x]+n:\overline{y}}^2$, nous n'avons introduit l'âge (y) entre parenthèses que pour pouvoir placer l'indice 2. Il est bien entendu que cette relation est valable pour tous les actifs d'âge $[x]+n$, qu'il soit marié ou non, et quel que soit, dans le premier cas, l'âge de la femme.

6. Le versement à faire à la veuve en proportion du temps vécu par le mari actif pendant la période d'assurance $\frac{1}{m^e}$ de l'année au cours de laquelle il est décédé.

Sur $\overline{l}_{[x]+n}^{aa}$ actifs, il en meurt à l'âge $[x]+n+r$ en laissant des veuves d'âge $y+r$:

$$\Phi(r) dr = \overline{l}_{[x]+n+r}^{aa} \overline{p}_{[x]+n+r}^{aa} h_{[x]+n+r:y+r} dr.$$

De même, le nombre des décès de l'âge $[x]+n+r+t$ sera $\Phi(r+t) dt$.

Si r est un multiple entier de la période d'assurance $\frac{1}{m}$, et t une fraction proprement dite de $\frac{1}{m}$, t représente le temps vécu pendant la période d'assurance au cours de laquelle le décès a lieu.

La valeur, rapportée à la naissance, de la prestation assurée est, pour ces décès,

$$t v^{x+n+r+t} \Phi(r+t) dt.$$

La valeur rapportée à la naissance, des prestations d'assurance pendant la $(mr + 1)^e$ période d'assurance est ainsi

$$f(x+n+r) = \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} t v^{x+n+r+t} \Phi(r+t) dt.$$

Pour obtenir la valeur des prestations d'assurance pendant toutes les périodes d'assurance, il faut donner à r successivement les valeurs 0, $\frac{1}{m}$, $\frac{2}{m}$, et additionner toutes les intégrales.

Dans ce but, nous introduisons la fonction

$$F(x+n+t) = \int_t^{\infty} v^{x+n+t} \Phi(t) dt$$

qui donne, d'après le chapitre 5, formule (11),

$$F(x+n) = \int_{t=0}^{\infty} v^{x+n+t} \Phi(t) dt = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}}.$$

D'après la définition de $F(x+n+t)$, on a

$$\frac{d F(x+n+t)}{dt} = -v^{x+n+t} \Phi(t),$$

et aussi

$$\frac{d F(x+n+r+t)}{dx} = -v^{x+n+r+t} \Phi(r+t).$$

Par suite, nous pouvons écrire

$$f(x+n+r) = - \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} t \frac{d F(x+n+r+t)}{dt} dt.$$

Par intégration partielle, on obtient

$$f(x+n+r) = - \frac{1}{m} F(x+n+r+\frac{1}{m}) + \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} F(x+n+r+t) dt.$$

Et nous avons à donner ici à r comme nous l'avons déjà dit, les valeurs successives $0, \frac{1}{m}, \frac{2}{m}, \dots$ et à additionner les expressions ainsi obtenues.

On a donc

$$f(x+n) = - \frac{1}{m} F(x+n+\frac{1}{m}) + \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} F(x+n+0+t) dt.$$

$$f(x+n+\frac{1}{m}) = - \frac{1}{m} F(x+n+\frac{2}{m}) + \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} F(x+n+\frac{1}{m}+t) dt$$

.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.
.	.	.

La valeur cherchée est ainsi

$$-\frac{1}{m} \left\{ F(x+n+\frac{1}{m}) + F(x+n+\frac{2}{m}) + \dots \right\} + \int_{t=0}^{t=\infty} F(x+n+t) dt$$

ou, avec la notation du chapitre 4 :

$$-\Sigma^m F(x+n) + \frac{F(x+n)}{m} + \int_{t=0}^{t=\infty} F(x+n+t) dt.$$

Or, d'après la formule de sommation de Euler, on a

$$\begin{aligned} \Sigma^m F(x+n) &= \int_{x+n}^{\infty} F(x+n) dn + \frac{1}{2m} F(x+n) - \frac{1}{12m^2} F'(x+n) = \\ &= \int_{t=0}^{t=\infty} F(x+n+t) dt + \frac{1}{2m} F(x+n) - \frac{1}{12m^2} F'(x+n). \end{aligned}$$

Par suite, la valeur cherchée est

$$\frac{1}{2m} F(x+n) + \frac{1}{12m^2} F'(x+n).$$

Mais

$$F(x+n) = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1}$$

et

$$\begin{aligned} F'(x+n) &= \left[\frac{d F(x+n+t)}{dt} \right]_{t=0} = -v^{x+n} \Phi(0) = \\ &= -v^{x+n} l_{[x]+n}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y}, \end{aligned}$$

de sorte que la valeur actuelle cherchée peut s'écrire :

$$\frac{1}{2m} D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1} - \frac{1}{12m^2} D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y}.$$

Rapportée à une actif et à l'âge $[x] + n$, elle devient :

$$\frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n:y}^{\overline{aa}_1} - \frac{1}{12m^2} \mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n:y}.$$

En additionnant toutes les expressions analogues que l'on obtient en donnant à y successivement toutes les valeurs possibles, on arrive enfin à la valeur

$$\frac{1}{2m} \overline{a}_{[x]+n} - \frac{1}{12m^2} \overline{a}_{[x]+n} h_{[x]+n}.$$

C'est une valeur auxiliaire dont nous ferons usage au chapitre 8.

7. Si l'on sert encore à la veuve, au moment de sa sortie de l'état de veuvage par suite de décès ou de mariage, un terme de rente proportionnel au temps vécu par elle pendant la période $\frac{1}{m^e}$ d'année au cours de laquelle elle est sortie de l'état de veuvage, on peut estimer la valeur actuelle de ce terme de rente à

$$\frac{1}{2m} \overline{a}_{[x]+n : (y)}.$$

On peut la déterminer exactement en raisonnant comme suit :

Sur les $\overline{l}_{[x]+n}^{aa}$ actifs, il en meurt à l'âge $[x] + n + t$ comme actifs et mariés avec des femmes d'âge $y + t$

$$\overline{l}_{[x]+n+t}^{aa} \overline{p}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t : y+t} dt.$$

De ces veuves, il en survit à l'âge $y + r$ comme veuves :

$$\overline{l}_{[x]+n+t}^{aa} \overline{p}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t : y+t} \frac{\overline{l}_{y+r}^{ww}}{\overline{l}_{y+t}^{ww}} dt.$$

De celles-ci, il en sort par décès ou par mariage à l'âge $y + r$

$$\overline{l}_{[x]+n+t}^{aa} \overline{p}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t : y+t} \frac{\overline{l}_{y+r}^{ww}}{\overline{l}_{y+t}^{ww}} \mu_{y+r}^w dt dr,$$

où μ_{y+r}^w est le taux instantané de sortie de l'état de veuvage pour les veuves d'âge $y + r$.

Le nombre de toutes les sorties à l'âge $y + r$ est donc

$$\phi(r) dr = \int_{t=0}^{t=r} \overline{l}_{[x]+n+t}^{aa} \overline{p}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t : y+t} \frac{\overline{l}_{y+r}^{ww}}{\overline{l}_{y+t}^{ww}} \mu_{y+r}^w dr dt.$$

De même, le nombre des cas de sortie à l'âge $y + r + t$ est

$$\phi(r + t) dt.$$

Si r est un multiple entier de la période d'assurance $\frac{1}{m}$, la valeur actuelle, rapportée à la naissance des actifs, des prestations d'assurance pendant la $(mr + 1)^e$ période d'assurance est

$$f(x+n+r) = \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} v^{x+n+r+t} \psi(r+t) dt.$$

Il faut poser successivement dans cette expression $r=0, \frac{1}{m}, \frac{2}{m} \dots$ et additionner les résultats.

Dans ce but, nous introduisons la fonction

$$F(x+n+t) = \int_t^{\infty} v^{x+n+t} \psi(t) dt,$$

dont la signification s'explique par la relation

$$F(x+n) = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{aa}}.$$

D'après cette définition de $F(x+n+t)$, on a

$$\frac{dF(x+n+t)}{dt} = -v^{x+n+t} \psi(t) dt;$$

de même

$$\frac{dF(x+n+r+t)}{dt} = -v^{x+n+r+t} \psi(r+t) dt.$$

Nous pouvons donc écrire :

$$f(x+n+r) = - \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} t \frac{dF(x+n+r+t)}{dt} dt.$$

En intégrant par parties, on obtient

$$f(x+n+r) = -\frac{1}{m} F(x+n+r+\frac{1}{m}) + \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} F(x+n+r+t) dt.$$

Mettons successivement dans cette expression $r=0, \frac{1}{m}, \frac{2}{m} \dots$ et additionnons, on a

$$-\frac{1}{m} \left\{ F(x+n+\frac{1}{m}) + F(x+n+\frac{2}{m}) + \dots \right\} + \int_{t=0}^{t=\infty} F(x+n+t) dt.$$

Et en continuant le développement comme au chapitre 6. on arrive à la valeur actuelle

$$\frac{1}{2m} F(x+n) + \frac{1}{12m^2} F'(x+n).$$

Or,

$$F(x+n) = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n:\overline{y}}^{\overline{a}},$$

et

$$F'(x+n) = \frac{dF(x+n)}{dn} = \left[\frac{dF(x+n+t)}{dt} \right]_{t=0} = 0$$

car

$$\psi'(0) = 0.$$

De sorte que la valeur cherchée est

$$\frac{1}{2m} D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n:\overline{y}}^{\overline{a}}.$$

Rapportée à un actif et à l'âge $[x] + n$, elle devient

$$\frac{1}{2m} \overline{q}_{[x]+n:\overline{y}}^{\overline{aa}}.$$

Si nous déterminons cette expression pour toutes des valeurs possibles de y , nous trouvons enfin pour la valeur actuelle cherchée

$$\frac{1}{2m} \overline{q}_{[x]+n:\overline{(y)}}^{\overline{aa}}$$

où l'indice (y) ne figure que pour pouvoir y placer l'indice 2 de la survie de la femme.

8. La rente dont nous avons établi la valeur $a_{[x]+n}^{\overline{(m)aa}}$ est payable par termes égaux à $\frac{1}{m}$ de l'unité, la première fois au commencement de la période d'assurance qui suit celle de la mort de l'actif. Si le premier terme $\frac{1}{m}$ doit être diminué de la quantité qui correspond au temps vécu par le couple pendant la période d'assurance au cours de laquelle l'actif est décédé, nous aurons à en déduire, suivant le chapitre 6

$$\frac{1}{2m} \overline{q}_{[x]+n}^{\overline{aa}} - \frac{1}{12m^2} \overline{q}_{[x]+n}^{\overline{aa}} h_{[x]+n}.$$

Si, d'autre part, on doit encore servir à la veuve un arrérage proportionnel au temps vécu par elle comme veuve pendant la période au cours de laquelle elle est sortie de l'état de veuvage, nous avons, suivant le chapitre 7, à ajouter

$$\frac{1}{2m} \overline{q}_{[x]+n:\overline{(y)}}^{\overline{aa}}.$$

Nous arrivons ainsi à une rente que nous désignerons par

$$\overset{v}{\underset{o}{a}}_{[x]+n}^{(m)aa}$$

et qui est

$$\overset{v}{\underset{o}{a}}_{[x]+n}^{(m)aa} = \overset{(m)}{a}_{[x]+n}^{aa} - \frac{1}{2m} \bar{a}_{[x]+n}^{aa} + \frac{1}{12m^2} \bar{\mu}_{[x]+n}^{aa} h_{[x]+n} - \frac{1}{2m} \bar{a}_{[x]+n}^{aa} : \frac{2}{y}.$$

Or, d'après (13)

$$\bar{a}_{[x]+n}^{aa} - \bar{a}_{[x]+n}^{aa} : \frac{2}{y} = \delta \bar{a}_{[x]+n}^{aa}$$

et, d'après (9)

$$\overset{(m)}{a}_{[x]+n}^{aa} + \frac{1}{12m^2} \bar{\mu}_{[x]+n}^{aa} h_{[x]+n} = \bar{a}_{[x]+n}^{aa}.$$

de sorte que l'on obtient la relation simple

$$\overset{v}{\underset{o}{a}}_{[x]+n}^{(m)aa} = \bar{a}_{[x]+n}^{aa} - \frac{\delta}{2m} \bar{a}_{[x]+n}^{aa}$$

ou

$$\overset{v}{\underset{o}{a}}_{[x]+n}^{(m)aa} = (1 - \frac{\delta}{2m}) \bar{a}_{[x]+n}^{aa}. \quad (14)$$

La rente de veuve dont la valeur est donnée dans la formule (14) court du décès de l'actif jusqu'au moment où la veuve sort de l'état de veuvage. Les termes de cette rente sont payables à terme échu au commencement de chaque période d'assurance, le dernier au moment où la veuve sort de l'état de veuvage, et chaque fois proportionnellement au temps vécu comme veuve pendant la période d'assurance.

9. La rente de veuve dont le service par termes $\frac{1}{m}$ se règle non pas sur les périodes d'assurance mais sur l'époque du décès de l'actif $[x]+n$, payable à terme échu dès le décès de l'actif, avec arrérage à l'extinction de la rente.

La valeur de cette rente pour les femmes qui ont avec leur mari $[x]+n$ une différence d'âge $x+n-y$, est donnée par

$$\hat{\overset{(m)}{a}}_{[x]+n}^{(m)aa} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{aa}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{aa} \bar{\mu}_{[x]+n+t}^{aa} h_{[x]+n+t;y+t} \overset{(m)}{a}_{y+t}^{ww} dt.$$

Or, on sait que

$$\overset{(m)}{\underset{\circ}{a}}_y^{ww} = \left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_y^{ww} + \frac{\delta}{12m^2} \cdot 1)$$

Si nous introduisons l'expression semblable pour $y + t$ dans l'intégrale, celle-ci se décompose en deux. La valeur de la première est

$$\left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_{[x]+n|y}^{aa},$$

celle de la seconde, suivant le chapitre 5:

$$\frac{\delta}{12m^2} \bar{\eta}_{[x]+n|y}^{aa}.$$

Par suite,

$$\overset{(m)}{\underset{\circ}{a}}_{[x]+n|y}^{aa} = \left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_{[x]+n|y}^{aa} + \frac{\delta}{12m^2} \bar{\eta}_{[x]+n|y}^{aa}.$$

D'où l'on déduit, en faisant varier y et en additionnant

$$\overset{(m)}{\underset{\circ}{a}}_{[x]+n|}^{aa} = \left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_{[x]+n|}^{aa} + \frac{\delta}{12m^2} \bar{\eta}_{[x]+n|}^{aa}, \quad (15)$$

ou, d'une manière très approchée,

$$\overset{(m)}{\underset{\circ}{a}}_{[x]+n|}^{aa} = \left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_{[x]+n|}^{aa}. \quad (16)$$

Comparer avec la relation (14).

Si la rente de veuve qui commence à courir dès le décès de l'actif doit être payable d'avance, sa valeur s'augmente de

$$\frac{1}{m} \bar{\eta}_{[x]+n|}^{aa}.$$

II. La rente de veuve pour un actif devenu invalide.

10. La valeur de la rente de veuve payable après que l'actif $[x] + n$ est décédé comme invalide, la première fois au commencement de l'année qui suit celle du décès.

Ne doivent avoir droit à la rente de veuve, ici comme dans les chapitres qui suivent, que les femmes dont le mariage a été contracté

1) Voir le 1^{er} fascicule, p. 67 du Bulletin déjà cité.

pendant l'activité du mari. Les femmes qui épousent un invalide n'entrent pas en ligne de compte.

La méthode directe pour calculer la valeur de telles rentes n'est pas facile lorsqu'on veut tenir compte des différences de mortalité entre les femmes mariées et les veuves, et elle peut d'autant plus être laissée de côté que l'on arrive plus facilement au but par une autre méthode, au moyen de la rente continue, ainsi que nous allons le montrer.

11. La valeur de la rente continue de veuve pour un invalide.

D'une manière analogue aux développements du chapitre 3, nous trouvons, en supposant que $h_{[x]+n:y} \bar{a}_{[x]+n|y}^i$ varie d'une manière linéaire pendant chaque année de service,

$$\bar{a}_{[x]+n|}^{\bar{a}i} = \frac{d}{2c} \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{a}a}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\bar{a}a} i_{[x]+n+r} (\bar{B}_{[x]+n+r}^{\bar{a}i} + \bar{B}_{[x]+n+r+1}^{\bar{a}i}) \quad (17)$$

où

$$\bar{B}_{[x]+n}^{\bar{a}i} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y} \bar{a}_{[x]+n|y}^i. \quad (18)$$

Dans cette relation, $\bar{a}_{[x]+n|y}^i$ représente la valeur de la rente continue de veuve, payable à (y) après le décès de l'invalide $[x+n]$ qui est devenu invalide à l'âge $x+n$. La quantité $i_{[x]+n}$ est le taux d'invalidité d'un actif entré au service à l'âge x et ayant n années de service. Comme précédemment, il est entendu que le service de la rente de veuve cesse au décès ainsi qu'au remariage de la veuve. Pour déterminer $\bar{a}_{[x]+n|y}^i$, il faut donc combiner les tables de mortalité des invalides avec la table d'extinction des veuves.¹⁾

Si l'on ne veut pas faire d'hypothèse sur la marche de la fonction $\bar{a}_{[x]+n|y}^i$, on obtient par la formule de sommation de Euler la relation

$$\begin{aligned} \bar{a}_{[x]+n|}^{\bar{a}i} = & \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{a}a}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\bar{a}a} v_{[x]+n+r} \bar{B}_{[x]+n+r}^{\bar{a}i} - \frac{1}{2} v_{[x]+n} \bar{B}_{[x]+n}^{\bar{a}i} \\ & - \frac{1}{24} R_{[x]+n}^{\bar{a}i} \end{aligned} \quad (19)$$

¹⁾ Riethmann, Zur mathematischen Theorie der Versicherung verbundener Leben. Bulletin de l'Association des actuaires suisses, 3e fascicule, chapitre 18.

où

$$R_{[x]+n}^{ai} = \frac{D_{[x]+n-1}^{aa} \nu_{[x]+n-1} \bar{B}_{[x]+n-1}^{ai} - D_{[x]+n+1}^{aa} \nu_{[x]+n+1} \bar{B}_{[x]+n+1}^{ai}}{D_{[x]+n}^{aa}}. \quad (20)$$

Dans cette expression, $\nu_{[x]+n}$ représente le taux instantané d'invalidité.

12. La valeur de la rente de veuve, payable par fractions d'annuité, pour un actif qui devient invalide.

Sur $\bar{l}_{[x]+n}^{aa}$ actifs, deviennent invalides à l'âge $[x] + n + \tau$ et sont alors mariés avec des femmes d'âge $y + \tau$:

$$\bar{l}_{[x]+n+\tau}^{aa} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau : y+\tau} d\tau.^1)$$

De ces couples, il en reste à l'âge $[x] + n + t : y + t$

$$\bar{l}_{[x]+n+\tau}^{aa} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau : y+\tau} \frac{l_{[x]+[n+\tau]+t-\tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+[n+\tau]}^i l_{y+t}^v} d\tau.^2)$$

Dans cette expression $l_{[x]+[n+\tau]+t-\tau}^i$ représente le nombre d'invalides vivants avec l'âge d'entrée x , la durée de service $n + \tau$ et la durée d'invalidité $t - \tau$, d'une table de survie d'invalides. Comme actuellement la mortalité des invalides n'est pas fixée en fonction de ces trois éléments, il suffira complètement que nous introduisions comme arguments seulement l'âge de l'invalidé au début de l'invalidité et la durée de l'invalidité. Ainsi, au lieu de $l_{[x]+[n+\tau]+t-\tau}^i$ avec la signification ci-dessus, nous écrirons désormais plus simplement

$$l_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i,$$

qui représentera ainsi le nombre des invalides vivants devenus invalides à l'âge $x + n + \tau$ et étant invalides depuis $t - \tau$ années.

Les nombres l_y^v doivent être pris dans une table de mortalité pour femmes mariées, les nombres l_y^i , dans des tables de mortalité pour invalides (mariés), et par âges à l'entrée (tables de sélection).

Les couples qui se dissolvent par le décès du mari invalide à l'âge $[x] + n + t$ sont au nombre de

$$\bar{l}_{[x]+n+\tau}^{aa} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau : y+\tau} \frac{l_{[x]+n+\tau+t-\tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+n+\tau}^i l_{y+\tau}^v} \mu_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i dt d\tau.$$

¹⁾ A proprement dire, $h_{[x]+n : y}$ se rapporte ici, comme dans toute la II^e partie, à l'invalidé. C'est la probabilité que l'actif, qui devient invalide à l'âge $[x] + n$, soit marié avec une femme d'âge y .

²⁾ Riethmann, loc. cit., chapitre 7.

Le nombre de ces femmes devenues veuves et qui survivent comme veuves à l'âge $y + r$ est

$$l_{[x]+n+\tau}^{aa} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau : y+\tau} \frac{l_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i}{l_{[x+n+\tau]}^i} \frac{l_{y+t}^v}{l_{y+\tau}^v} \frac{l_{y+r}^{\overline{w}}}{l_{y+t}^{\overline{w}}} \mu_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i dt d\tau.$$

Les fonctions qui entrent dans ce produit varient d'une manière continue avec leurs arguments.

Si l'on intègre de $\tau = 0$ à $\tau = t$, on obtient le nombre total de femmes qui sont devenues veuves à l'âge $y + t$. Ce nombre est

$$\int_{\tau=0}^{\tau=t} l_{[x]+n+\tau}^{aa} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau : y+\tau} \frac{l_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i}{l_{[x+n+\tau]}^i} \frac{l_{y+t}^v}{l_{y+\tau}^v} \frac{l_{y+r}^{\overline{w}}}{l_{y+t}^{\overline{w}}} \times \\ \mu_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i dt d\tau.$$

Pour obtenir le nombre total $\varphi(r)$ des veuves qui atteignent l'âge $y + r$, il faut intégrer de $t = 0$ à $t = r$:

$$\varphi(r) = \int_{t=0}^{t=r} dt \int_{\tau=0}^{\tau=t} l_{[x]+n+\tau}^{aa} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau : y+\tau} \frac{l_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i}{l_{[x+n+\tau]}^i} \frac{l_{y+t}^v}{l_{y+\tau}^v} \frac{l_{y+r}^{\overline{w}}}{l_{y+t}^{\overline{w}}} \times \\ \mu_{[x+n+\tau]+t-\tau}^i d\tau.$$

Nous choisissons dans cette II^e partie, sans craindre de confusion, des signes de fonctions analogues à ceux de la I^e partie, ici, par exemple, le signe φ , bien qu'il ne s'agisse pas de la même fonction que dans la I^e partie.

Désignons par $a_{[x]+n y}^{aa}$ la valeur de la rente de veuve d'un actif $[x] + n$ qui devient invalide, cette rente étant servie seulement aux veuves présentant avec leur mari une différence d'âge $x + n - y$, on a

$$l_{[x]+n}^{aa} a_{[x]+n y}^{ai} = v \varphi(1) + v^2 \varphi(2) + v^3 \varphi(3) + \dots$$

et

$$l_{[x]+n}^{aa} a_{[x]+n y}^{(m) ai} = \frac{1}{m} \left\{ v^{\frac{1}{m}} \varphi\left(\frac{1}{m}\right) + v^{\frac{2}{m}} \varphi\left(\frac{2}{m}\right) + v^{\frac{3}{m}} \varphi\left(\frac{3}{m}\right) + \dots \right\}$$

En procédant ensuite comme dans le développement du chapitre 3, nous obtenons pour ce cas:

$$\frac{d v^r \varphi(r)}{dr} = v^r \varphi(r) \log v + v^r \frac{d \varphi(r)}{dr}.$$

Or

$$\frac{d \varphi(r)}{dr} =$$

$$= \int_{t=0}^{t=r} dt \int_{\tau=0}^{\tau=t} l_{[x]+n+\tau}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau} : y + \tau \frac{l_{[x]+n+\tau] + t - \tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+n+\tau]}^i l_{y+\tau}^v \frac{d l_{y+\tau}^{\overline{ww}}}{dr}} \times$$

$$\mu_{[x]+n+\tau] + t - \tau}^i d\tau +$$

$$\int_{\tau=0}^{\tau=r} l_{[x]+n+\tau}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau} : y + \tau \frac{l_{[x]+n+\tau] + t - \tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+n+\tau]}^i l_{y+\tau}^v \frac{d l_{y+\tau}^{\overline{ww}}}{dr}} \mu_{[x]+n+\tau] + t - \tau}^i d\tau.$$

Pour $r = 0$, cette dérivée est égale à 0, de sorte que l'on a aussi

$$\left[\frac{d \varphi(r)}{dr} \right]_{r=0} = 0.$$

Il s'ensuit

$$l_{[x]+n}^{\overline{aa}} a_{[x]+n|y}^{(m)\overline{ai}} - l_{[x]+n}^{\overline{aa}} \bar{a}_{[x]+n|y}^{\overline{ai}} = 0,$$

$$a_{[x]+n|y}^{(m)\overline{ai}} - \bar{a}_{[x]+n|y}^{\overline{ai}} = 0.$$

Par suite, on a généralement :

$$a_{[x]+n}^{(m)\overline{ai}} - \bar{a}_{[x]+n}^{\overline{ai}} = 0 \quad (21)$$

et

$$a_{[x]+n}^{\overline{ai}} - \bar{a}_{[x]+n}^{\overline{ai}} = 0, \quad (22)$$

donc aussi

$$\bar{a}_{[x]+n}^{\overline{ai}} - a_{[x]+n}^{(m)\overline{ai}} = 0. \quad (23)$$

13. L'assurance du capital de survie.

a) La valeur actuelle $\overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{ai}}$ de l'assurance de capital 1 payable lorsque l'actif $[x] + n$, après être devenu invalide, meurt du vivant de la femme.

En pratique, on a rarement besoin de cette valeur. Nous la déterminons ici à cause des développements théoriques qui suivent.

De $l_{[x]+n}^{\overline{aa}}$ actifs, deviennent invalides à l'âge $[x] + n + t$

$$l_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+t} dt.$$

Sur ce nombre, sont mariés avec des femmes d'âge $y + t$

$$l_{[x]+n+t} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t: y+t} dt.$$

La valeur de l'assurance de capital de survie pour chacune de ces femmes est $\bar{A}_{[x+n+t]: y+t}^i$. Pour la calculer, il faut combiner la table de mortalité des femmes mariées avec les tables de mortalité par âges à l'entrée des invalides. Nous supposons connu le mode de ce calcul.¹⁾

La valeur de cette assurance, à la naissance des actifs $[x] + n$ est

$$\int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t: y+t} \bar{A}_{[x+n+t]: y+t}^i dt.$$

Rapportée à un actif et à l'âge $[x] + n$, elle devient

$$\bar{v}_{[x]+n: y}^{\bar{ai}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t: y+t} \bar{A}_{[x+n+t]: y+t}^i dt.$$

Posons

$$\bar{B}_{[x]+n: y}^{\bar{ai}} = h_{[x]+n: y} \bar{A}_{[x+n]: y}^i,$$

nous pouvons écrire

$$\bar{v}_{[x]+n: y}^{\bar{ai}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} \bar{B}_{[x]+n+t: y+t}^{\bar{ai}} dt.$$

L'application de la formule de sommation de Euler conduit à la relation :

$$\begin{aligned} \bar{v}_{[x]+n: y}^{\bar{ai}} &= \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \sum_{t=0}^{\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} \bar{B}_{[x]+n+t: y+t}^{\bar{ai}} \\ &\quad - \frac{1}{2} v_{[x]+n} \bar{B}_{[x]+n: y}^{\bar{ai}} - \frac{1}{24} R_{[x]+n: y}^{\bar{ai}}. \end{aligned}$$

où

$$\begin{aligned} R_{[x]+n: y}^{\bar{ai}} &= \\ &= \frac{D_{[x]+n-1}^{\bar{aa}} v_{[x]+n-1} \bar{B}_{[x]+n-1: y-1}^{\bar{ai}} - D_{[x]+n+1}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+1} \bar{B}_{[x]+n+1: y+1}^{\bar{ai}}}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \end{aligned}$$

¹⁾ Riethmann, loc. cit., chapitre 17.

Formons toutes les relations semblables pour tous les y possibles, additionnons et remplaçons t par r , en posant en outre

$$\bar{B}_{[x]+n}^{\bar{a}i} = \sum_{y=0}^{\infty} h_{[x]+n:y} \bar{A}_{[x]+n:y}^i,$$

nous obtenons

$$\bar{q}_{[x]+n}^{\bar{a}i} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{a}a}} \sum_{r=0}^{\infty} D_{[x]+n+r}^{\bar{a}a} \nu_{[x]+n+r} \bar{B}_{[x]+n+r}^{\bar{a}i} - \frac{1}{2} \nu_{[x]+n} \bar{B}_{[x]+n}^{\bar{a}i} - \frac{1}{24} R_{[x]+n}^{\bar{a}i} \quad (24)$$

où

$$R_{[x]+n}^{\bar{a}i} = D_{[x]+n-1}^{\bar{a}a} \nu_{[x]+n-1} \bar{B}_{[x]+n-1}^{\bar{a}i} - D_{[x]+n+1}^{\bar{a}a} \nu_{[x]+n+1} \bar{B}_{[x]+n+1}^{\bar{a}i}. \quad (25)$$

Pour les développements qui suivront, il sera bon que nous donnions à $\bar{q}_{[x]+n}^{\bar{a}i}$ encore une autre forme.

Le nombre des couples comprenant une femme d'âge $y+t$ et un mari invalide d'âge $[x]+n+t$, lequel mari est devenu invalide à l'âge $[x]+n+\tau$, est, d'après le chapitre 12

$$l_{[x]+n+\tau}^{\bar{a}a} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau:y+\tau} \frac{l_{[x]+n+\tau]+t-\tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+n+\tau}^i l_{y+\tau}^v} d\tau.$$

Le nombre de maris qui meurent à l'âge $[x]+n+t$ est

$$l_{[x]+n+\tau}^{\bar{a}a} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau:y+\tau} \frac{l_{[x]+n+\tau]+t-\tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+n+\tau}^i l_{y+\tau}^v} \mu_{[x]+n+\tau]+t-\tau}^i d\tau dt.$$

Par intégration par rapport à τ , de $\tau=0$ à $\tau=t$, on obtient le nombre total de décès de maris invalides à l'âge $[x]+n+t$. Ce nombre est

$$\Phi(t) dt = \int_{\tau=0}^{\tau=t} l_{[x]+n+\tau}^{\bar{a}a} \nu_{[x]+n+\tau} h_{[x]+n+\tau:y+\tau} \frac{l_{[x]+n+\tau]+t-\tau}^i l_{y+t}^v}{l_{[x]+n+\tau}^i l_{y+\tau}^v} \times \mu_{[x]+n+\tau]+t-\tau}^i d\tau dt.$$

La valeur de la prestation d'assurance aux femmes survivantes est, rapportée à la naissance des actifs

$$v^{x+n+t} \Phi(t) dt.$$

Par suite,

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{ai}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \int_{t=0}^{\infty} v^{x+n+t} \Phi(t) dt. \quad (26)$$

b) La valeur $\bar{a}_{[x]+n:\frac{2}{y}}^{\bar{ai}}$ de l'assurance de capital 1 sur la tête d'un actif $[x]+n$, payable lorsque la veuve de l'actif devenu invalide meurt ou se remarie.

On a d'abord

$$\bar{a}_{[x]+n:\frac{2}{y}}^{\bar{ai}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \int_{t=0}^{\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t:y+t} \bar{A}_{[x+n+t]:\frac{2}{y+t}}^i dt,$$

en désignant par $\bar{A}_{[x+n]:\frac{2}{y}}^i$ la valeur de l'assurance de capital de survie 1 sur le couple $([x]+n):y$, payable lorsque la veuve de l'invalide $[x]+n$ meurt ou se remarie.

D'autre part, on a aussi

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{ai}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \int_{t=0}^{\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t:y+t} \bar{A}_{[x+n+t]:\frac{2}{y+t}}^i dt.$$

Or, on sait que

$$\bar{A}_{[x]+n:y}^i - \bar{A}_{[x+n]:\frac{2}{y}}^i = \delta \bar{a}_{[x+n]:y}^i.$$

Cette relation, en effet, est évidente. Le capital 1 de l'assurance au décès de la veuve, assurance dont la valeur actuelle est $\bar{A}_{[x+n]:\frac{2}{y}}^i$, peut être payé à la veuve déjà lors du décès du mari, à condition que les intérêts du capital 1 soient restitués jusqu'au moment où la veuve sortira de l'état de veuvage. La valeur de ces intérêts est $\delta \bar{a}_{[x+n]:y}^i$, ce qui justifie la relation ci-dessus.

Il s'ensuit :

$$\bar{a}_{[x]+n:y}^{\bar{ai}} - \bar{a}_{[x]+n:\frac{2}{y}}^{\bar{ai}} = \frac{\delta}{D_{[x]+n}^{\bar{aa}}} \int_{t=0}^{\infty} D_{[x]+n+t}^{\bar{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t:y+t} \times \bar{a}_{[x+n+t]:\frac{2}{y+t}}^i dt,$$

ou bien

$$\overline{y}_{[x]+n:y}^{\overline{ai}} - \overline{y}_{[x]+n:\frac{y}{2}}^{\overline{ai}} = \delta \overline{a}_{[x+n]|y}^{\overline{ai}}.$$

En formant cette relation pour tous les y possibles et en additionnant, on arrive à

$$\overline{y}_{[x]+n}^{\overline{ai}} - \overline{y}_{[x]+n:\frac{y}{2}}^{\overline{ai}} = \delta \overline{a}_{[x+n]}^{\overline{ai}}. \quad (27)$$

14. Comme nous l'avons fait au chapitre 6 quand il s'agissait de la mort d'un actif, nous voulons déterminer la valeur de la prestation d'assurance qui consiste dans le paiement à la veuve, lors du décès de l'invalidé, d'un capital proportionnel au temps vécu par le couple pendant la période d'assurance au cours de laquelle l'invalidé est décédé.

Le nombre des couples $([x] + n + r : y + r)$ composés d'hommes devenus invalides à l'âge $[x] + n + t$ et de femmes d'âge $y + r$ est, d'après le chapitre 13

$$l_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{[x+n+t]+r-t}^i l_{y+r}^v}{l_{[x+n+t]}^i l_{y+t}^v} dt.$$

Le nombre de ces maris invalides qui meurent à l'âge de $[x] + n + r$ est

$$l_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{[x+n+t]+r-t}^i l_{y+r}^v}{l_{[x+n+t]}^i l_{y+t}^v} \mu_{[x+n+t]+r-t}^i dt dr.$$

Le nombre de tous les décès de maris invalides à l'âge $[x] + n + r$ est, suivant le chapitre 13.

$$\Phi(r) dr = \int_{t=0}^{t=r} l_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t:y+t} \frac{l_{[x+n+t]+r-t}^i l_{y+r}^v}{l_{[x+n+t]}^i l_{y+t}^v} \mu_{[x+n+t]+r-t}^i dt dr.$$

De même, le nombre de tous les décès à l'âge $[x] + n + r + t$ est

$$\Phi(r+t) dt.$$

Si r est un multiple entier de la durée $\frac{1}{m}$ de la période d'assurance, la valeur $f(x+n+r)$ des prestations d'assurance dans la $(mr+1)^e$ période d'assurance est

$$f(x+n+r) = \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} t v^{x+n+r+t} \Phi(r+t) dt.$$

Et maintenant le développement peut se continuer comme au chapitre 7.

En particulier, dans notre cas

$$F(x + n + t) = \int_t^{\infty} v^{x+n+t} \Phi(t) dt,$$

ce qui donne, d'après le chapitre 13, formule (26)

$$F(x + n) = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{ai}} : y.$$

En outre, on a

$$\frac{dF(x + n + t)}{dt} = -v^{x+n+t} \Phi(t),$$

$$\left[\frac{dF(x + n + t)}{dt} \right]_{t=0} = \frac{dF(x + n)}{dn} = 0,$$

puisque

$$\Phi(0) = 0.$$

Par suite la valeur de l'assurance est

$$\frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{ai}} : y,$$

et pour un actif, quel que soit l'âge de la femme,

$$\frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{ai}}.$$

15. Calcul de la valeur de l'arrérage au décès ou au remariage de la femme qui a survécu au mari invalide.

À l'âge $y + r$ des veuves d'invalides, les cas de sortie de l'état de veuvage sont, suivant le chapitre 12

$$\psi(r) dr = \varphi(r) \overline{y}_{y+r}^{\overline{ww}} dr.$$

Par analogie avec les développements du chapitre 7, on a ici

$$f(x + n + r) = \int_{t=0}^{t=\frac{1}{m}} t v^{x+n+r+t} \psi(r - t) dt,$$

$$F(x+n+t) = \int_t^{t=\infty} v^{x+n+t} \psi(t) dt,$$

$$F(x+n) = D_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n : \frac{2}{y}}^{\overline{ai}}.$$

$$F'(x+n) = \left[\frac{dF(x+n+t)}{dt} \right]_{t=0} = 0,$$

car

$$\psi(0) = 0$$

de sorte que la valeur actuelle de cet arrérage final est

$$\frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n : \frac{2}{y}}^{\overline{ai}}$$

et, quand on tient compte de tous les y possibles :

$$\frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n : (\frac{2}{y})}^{\overline{ai}}.$$

16. Par analogie avec les développements du chapitre 8, nous avons aussi les relations :

$$\overset{y}{\underset{\circ}{a}}_{[x]+n}^{(m)\overline{ai}} = \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{ai}} - \frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n}^{\overline{ai}} + \frac{1}{2m} \overline{\mathfrak{A}}_{[x]+n : (\frac{2}{y})}^{\overline{ai}},$$

ou, à cause de (27)

$$\overset{y}{\underset{\circ}{a}}_{[x]+n}^{(m)\overline{ai}} = (1 - \frac{\delta}{2m}) \overline{a}_{[x]+n}^{\overline{ai}}. \quad (28)$$

17. La rente de veuve payable à terme échu dès le décès de l'invalidé, avec arrérage final au moment de l'extinction de la rente.

La valeur de cette rente pour les femmes ayant avec leur mari une différence d'âge égale à $x+n-y$ est

$$\overset{\delta}{\underset{\circ}{a}}_{[x]+n|y}^{(m)\overline{ai}} = \frac{1}{D_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \int_{t=0}^{t=\infty} D_{[x]+n+t}^{\overline{aa}} v_{[x]+n+t} h_{[x]+n+t : y+t} \overset{\delta}{\underset{\circ}{a}}_{[x+n+t|y+t]}^{(m)} dt.$$

Or, on sait que

$$\overset{\delta}{\underset{\circ}{a}}_{[x+t|y]}^{(m)} = (1 - \frac{\delta}{2m}) \overline{a}_{[x+t|y]}^{\overline{ai}} + \frac{\delta}{12m^2} \overline{A}_{[x+t] : y}^{\overline{ai}},$$

ce qui donne

$$\hat{\bar{a}}_{[x]+n|y}^{(m)} = (1 - \frac{\delta}{2m}) \bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}} + \frac{\delta}{12m^2} \bar{y}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}}_1$$

et en considérant tous les y possibles

$$\hat{\bar{a}}_{[x]+n}^{(m)} = (1 - \frac{\delta}{2m}) \bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}} + \frac{\delta}{12m^2} \bar{y}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}}_1, \quad (29)$$

ou d'une manière très approchée

$$\hat{\bar{a}}_{[x]+n}^{(m)} = (1 - \frac{\delta}{2m}) \bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}}. \quad (30)$$

Si la rente qui commence à courir au décès de l'invalidé doit être payable d'avance, sa valeur s'augmente de

$$\frac{1}{m} \bar{y}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}}_1.$$

III. La rente de veuve pour un actif en général.

18. La rente de veuve payable dès le décès de l'actif assuré sans tenir compte si l'actif meurt comme actif ou comme invalide, est la combinaison des deux rentes de veuve payables l'une dès le décès de l'actif comme actif, l'autre dès le décès de l'actif comme invalide.

Nous mentionnons en particulier les relations suivantes:

Si nous posons

$$\bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} + \bar{a}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{i}} = \bar{a}_{[x]+n}^a$$

on a, d'après (8) et (22):

$$\bar{a}_{[x]+n}^a - \bar{a}_{[x]+n}^a = \frac{1}{12} \mu_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} h_{[x]+n}. \quad (31)$$

d'après (9) et (23):

$$\bar{a}_{[x]+n}^a - \bar{a}_{[x]+n}^{(m)} = \frac{1}{12m^2} \mu_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}} h_{[x]+n}. \quad (32)$$

d'après (13) et (27):

$$\bar{y}_{[x]+n}^a - \bar{y}_{[x]+n}^a = \delta \bar{a}_{[x]+n}^a, \quad (33)$$

en outre, d'après (14) et (28):

$$\overset{\vee}{\bar{a}}_{[x]+n}^a = \left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_{[x]+n}^a, \quad (34)$$

et d'après (15) et (29)

$$\overset{\wedge}{\bar{a}}_{[x]+n}^{(m)a} = \left(1 - \frac{\delta}{2m}\right) \bar{a}_{[x]+n}^a + \frac{\delta}{12m^2} \bar{a}_{[x]+n}^a. \quad (35)$$

19. En pratique, il arrive souvent que les prestations d'assurance sont fonctions du salaire de l'actif au moment où celui-ci meurt ou devient invalide. Si le salaire à l'âge $[x] + n$ est $s_{[x]+n}$, et la rente annuelle, $\alpha_{[x]+n} s_{[x]+n}$, et si l'on admet que $\alpha_{[x]+n} s_{[x]+n}$ varie d'une manière continue avec $[x]$ et avec n , on peut établir pour les valeurs actuelles de ces assurances des relations entièrement analogues à celles du présent travail. Il suffit, en effet, de remplacer $h_{[x]+n} : \bar{y}$ par $\alpha_{[x]+n} s_{[x]+n} h_{[x]+n} : \bar{y}$ et $h_{[x]+n}$ par $\alpha_{[x]+n} s_{[x]+n} h_{[x]+n}$.

20. Considérations finales.

Il serait assez naturel de continuer ces recherches, en particulier d'étudier les rentes différées ainsi que les rentes temporaires telles, par exemple, que les rentes d'orphelins. Nous y renonçons ici pour la raison que le présent travail a déjà pris tel quel des proportions trop considérables; mais nous nous réservons d'y revenir à l'occasion, à moins qu'entre temps on y ait pourvu d'autre part.

Qu'il nous soit permis toutefois d'ajouter encore une observation.

Un cas qui se rencontre assez souvent en pratique, c'est que le décès et l'invalidité qui sont la conséquence d'accidents professionnels ne sont pas à la charge de la caisse de pensions, c'est-à-dire que la caisse couvre seulement les autres cas d'invalidité. Il en est ainsi, par exemple, dans la caisse de secours et de pensions des Chemins de fer fédéraux.

Tous nos développements s'appliquent également à ce cas, tant pour les rentes de veuve à servir à la suite d'un accident de service, que pour les rentes de veuve dues pour d'autres causes (accident en dehors du service et maladie). Il suffit, en effet, de remplacer $\bar{q}_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}}$ et $i_{[x]+n}$ soit par $q_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}}$ et $i'_{[x]+n}$ qui sont les probabilités de mourir comme actif et de devenir invalide, par suite de maladie ou d'accident non professionnel, soit par $q_{[x]+n}^{\bar{a}\bar{a}}$ et $i''_{[x]+n}$, c'est-à-dire les probabilités de décéder comme actif et de devenir invalide par suite d'un accident professionnel.

Pour déterminer les taux instantanés de décès et d'invalidité on peut se servir des relations indiquées par la note du chapitre 3, page 768.

Il en résulte

$$\mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} = \frac{\overline{l}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} - \overline{l}_{[x]+n+1}^{\overline{aa}}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}}.$$

ou

$$\begin{aligned} \mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} &= \frac{\overline{l}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} - \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} + \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} - \overline{l}_{[x]+n+1}^{\overline{aa}}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}} = \\ &= \frac{\overline{l}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} + \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n}^{\overline{aa}}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}}. \end{aligned}$$

On a par conséquent

$$\mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} = \frac{\overline{l}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} + \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n}^{\overline{aa}}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \quad (36)$$

et

$$\nu'_{[x]+n} = \frac{\overline{l}_{[x]+n-1}^{\overline{aa}} \overline{i}'_{[x]+n-1} + \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{i}'_{[x]+n}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \quad (37)$$

Pour $n = 0$ on recourra aux équations

$$\mu_{[x]+n}^{\overline{aa}} = \frac{3 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{q}_{[x]+n}^{\overline{aa}} - \overline{l}_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} \overline{q}'_{[x]+n+1}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \quad (38)$$

$$\nu'_{[x]+n} = \frac{3 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}} \overline{i}'_{[x]+n} - \overline{l}_{[x]+n+1}^{\overline{aa}} \overline{i}'_{[x]+n+1}}{2 \overline{l}_{[x]+n}^{\overline{aa}}} \quad (39)$$

Un des points du programme du Congrès international des Actuaire's qui se réunit à Vienne est de fixer les méthodes actuarielles applicables dans l'assurance contre l'invalidité lorsqu'on veut tenir compte de l'influence de la durée du service sur l'invalidité et de l'influence de la durée de l'invalidité sur la mortalité des invalides.

Nous serions heureux si le présent travail était considéré comme une contribution à la solution de cette partie du programme.

XV.

Ist es möglich, mathematisch nachzuweisen, welches das Ausmaß der Abschlußkosten ist, deren Aufwendung einen gewinnbringenden Betrieb des Lebensversicherungs-Geschäftes ermöglicht?

Is it possible to demonstrate mathematically the measure of profitable expenditure for new business in life insurance?

Est-il possible d'indiquer la limite que ne peuvent dépasser les frais d'acquisition des affaires nouvelles en assurance-vie, pour qu'elles laissent un bénéfice?

È possibile la definizione matematica dei limiti che le spese di acquisizione di affari nuovi nell'assicurazione vita non possono sorpassare affinché la gestione possa lasciare degli utili?

XV. — A.

Prinzipien für die Verteilung und Begrenzung der Abschlußkosten mit spezieller Rücksicht auf die Verhältnisse schwedischer Lebensversicherungsanstalten.

Von Edv. Jäderin und Filip Lundberg, Stockholm.

Die gegenwärtige Untersuchung wurde bewerkstelligt auf die Initiative hin des Herrn *Sven Palme*, Generaldirektor der Lebensversicherungs-Aktiengesellschaft „*Thule*“ in Stockholm, welcher uns zu diesem Zwecke gestattete, das statistische Material genannter Gesellschaft zu benützen, wie er uns auch noch Arbeitsgehilfen und die zur Bestreitung der Kosten für die Ausführung der Untersuchung erforderlichen Geldmittel gefälligst zur Verfügung gestellt hat. Wir erlauben uns daher unsere Dankbarkeit ihm gegenüber hiermit zum Ausdruck zu bringen. Freilich hatten wir zuerst die Absicht, Material für unsere Untersuchung nicht von einer einzelnen Gesellschaft zu benützen, meinten vielmehr die Erfahrungen einer Anzahl nach gleichartigen Geschäftsprinzipien arbeitender schwedischer Lebensversicherungsanstalten zusammenstellen zu sollen; doch haben wir hierauf verzichten müssen, teils in Ansehen der kurzen Frist, die uns zur Verfügung stand (bekanntlich wurde die Aufnahme der hier behandelten Frage auf das Programm des Kongresses erst in der elften Stunde beschlossen), und teils weil sich verschiedentlich Schwierigkeiten meldeten, die erwünschten Zifferaufgaben zu erhalten. Glücklicherweise dürften wir aber diese Abweichung von unserem ursprünglichen Plane kaum zu bedauern brauchen, da das Ziffermaterial, mit dem wir schon gearbeitet haben, in diesem Aufsätze kaum weitere Bedeutung hat, als die dargelegte Theorie numerisch zu illustrieren. Wenn also die uns zu Gebote stehenden Zifferaufgaben vielleicht für die übrigen, nach gleichartigen Geschäftsprinzipien arbeitenden schwedischen Anstalten, deren Arbeitsordnung sich unsere Betrachtungs-

weise zunächst anschließt, nicht gerade als maßgebend gelten können, so hat dies für die Frage selbst nur wenig Bedeutung.

Die Ausrechnung der Tabellen verdanken wir dem Herrn *Paul Bergholm*, Beamten der „Thule“.

* * *

1. Um die uns vorgelegte Frage eingehender erörtern zu können, dürfte es am Platze sein, zunächst den Begriff „Abschlußkosten“ näher zu analysieren.

In Schweden gibt es nämlich kein gleichartiges Prinzip für die Verbuchung der Abschlußkosten, weshalb es schwer ist, in den Buchungsrubriken die Abschlußkosten von den sonstigen Unkosten der Gesellschaft zu unterscheiden.

Als eine theoretische Definition des Begriffes „Abschlußkosten“ diene daher folgendes:

Seien die Neuabschlüsse einer Lebensversicherungsanstalt im Laufe einer gewissen Zeit — berechnet nach einem rationellen Prinzip (vergleiche die Abschnitte 4 und 5) — A und der Totalbetrag aller Unkosten der Anstalt $U(A)$. Hätten nun die Neuabschlüsse im Laufe derselben Zeit A' anstatt A betragen, so würden natürlich die Totalkosten einen verschiedenen Wert $U(A')$ erweisen. Die Kosten der Neuabschlüsse $A' - A$ werden demnach $U(A') - U(A)$ und der Koeffizient der Abschlußkosten folglich durch $\frac{dU(A)}{dA}$ ausgedrückt.

Die Abschlußkosten nach dieser Definition umfassen gewöhnlich nicht nur die für die betreffenden Versicherungen bezahlte Abschlußprovision, sondern auch ganz oder teilweise Posten wie Arzthonorare, Reisekosten, Gehälter, Bureauumiete, Drucksachen u. s. w.

Die Abschlußkosten sind nach der obigen Definition nicht notwendigerweise proportional der Abschlüsse A , weil einerseits nach größerem Maßstabe betriebene Neuabschlüsse ja gewöhnlich relative Ersparungen unter verschiedenen Kostenrubriken zur Folge haben, und andererseits eine Poussierung von Neuabschlüssen über eine gewisse Grenze hinaus, geeignet ist, die relativen Kosten zu erhöhen.

Der Koeffizient der Abschlußkosten $\frac{dU(A)}{dA}$ wird sich deshalb voraussichtlich ermäßigen, sobald A von 0 bis zu einem gewissen Werte anwächst, für welchen letzteren $\frac{dU(A)}{dA}$ sein Minimum hat, während der Koeffizient von diesem A -Werte ab mit A zunimmt. Wo das Minimum dieses Koeffizienten liegt, und wie hoch sich die absolute Größe desselben stellt, ist natürlich verschieden für die verschiedenen An-

stalten und ist von mehr oder weniger zweckmäßiger Administration sowie von anderen speziellen Umständen abhängig, die sich in der einen oder anderen Anstalt geltend machen können.

2. Unterscheiden wir alsdann zwischen

- a) *allgemeine* Abschlußkosten,
- b) *individuelle* Abschlußkosten.

Die *individuellen* Abschlußkosten bilden denjenigen Teil der Abschlußkosten, welcher die Beschaffenheit der Akquisitionsarbeit selbst beeinflussen kann. Diejenige Vergütung, welche ein Akquisiteur für den Abschluß von Versicherungen der verschiedenen Versicherungsformen bezieht, übt nämlich in den meisten Fällen einen direkten Einfluß auf die gesunde Beschaffenheit der Arbeit aus, und resultiert oft in lebhaftere Befürwortung gewisser Versicherungsformen auf Kosten anderer. Die Regeln für die Feststellung der individuellen Abschlußkosten wirken folglich teils auf die Stabilität der Versicherungen, teils auf die relative Frequenz der verschiedenen Versicherungsformen ein, weshalb eine zweckmäßige Normierung der individuellen Abschlußkosten von weitgehender Bedeutung ist. Bei der Abwägung dieser Kosten ist folgendes zu berücksichtigen:

- a) daß sie in richtigem Verhältnisse zum Akquisitionswerte (definiert im Abschnitt 4) der betreffenden Versicherungsformen stehen,
- b) daß jede vor Ablauf der vertragsmäßigen Versicherungszeit annullierte Versicherung ihren Anteil an den individuellen Abschlußkosten trägt.¹⁾

Das unter b) erwähnte Prinzip möchten wir zuerst diskutieren. Dasselbe steht selbstredend in intimer Verbindung mit den Bedingungen für freiwilligen Austritt vor dem Ausgang der vertragsmäßigen Versicherungszeit, d. h. mit den Bestimmungen für Rückkauf und Freipolize. Wir möchten hierbei nicht auf die Frage eingehen, ob die Austrittsbedingungen das Primäre und gewisse Begrenzungen der Abschlußkosten eine Folge davon sein sollen, oder ob etwa das Verhältnis als das Umgekehrte zu betrachten ist. Wir konstatieren hier lediglich das Abhängigkeitsverhältnis, worin Abschlußkosten und Austrittsbedingungen zu einander stehen sollen. Bei denjenigen schwedischen Anstalten, auf deren Berechnungsprinzipien die nachstehende Analyse

¹⁾ In Anbetracht des unter b) erwähnten Prinzipes kann die Frage wegen der individuellen Abschlußkosten — vorausgesetzt daß durch die Verteilung derselben auf eine gewisse Minimalperiode die Konsequenzen des Prinzipes gehörig berücksichtigt worden sind (vergleiche Abschnitt 3) — unabhängig von der Austrittsfrequenz behandelt werden. Die Austrittsfrequenz wird dagegen ein wichtiger Faktor, sobald von einer Untersuchung wegen der *totalen* Abschlußkosten die Rede ist.

basiert ist, stimmen die Rückkaufs- und Freipolizzenwerte überein. Von diesen gemeinsamen Austrittsbedingungen sind wir auch bei gewissen Vergleichen und Schlußfolgerungen im nachstehenden ausgegangen.

In Schweden dürfte die Ansicht eine allgemeine sein, daß das Guthaben des Versicherten beim Austritt die Prämienreserve, abzüglich des noch ungetilgten Teils von den die Versicherung belastenden Abschlußkosten nicht übersteigen darf. Dieses Prinzip ist nicht zufriedenstellend sofern das Prinzip für die Tilgung der Abschlußkosten nicht auf rationeller Grundlage ruht, was in den meisten Fällen nicht zutreffend ist. Wir möchten deshalb das in Frage stehende Prinzip durch die folgende nach unserem Ermessen konzisere Regel ersetzen: Der „Annulationsgewinn“ der Anstalt bei freiwilligem Austritte an einem beliebigen Zeitpunkte darf unter den für den Abschluß einer neuen Versicherung von gleichem Akquisitionswerte wie demjenigen der annullierten Versicherung zur Zeit des Austrittes — erforderlichen Kostenbetrag nicht heruntergehen.¹⁾

Die hier aufgestellte Regel hat zur Voraussetzung, daß der Akquisitionswert definiert ist nicht nur beim Eintritt, sondern auch für jeden Zeitpunkt während der Versicherungszeit.

Die Verteilung der *allgemeinen* Abschlußkosten unter die einzelnen Versicherten erscheint uns als eine Frage, welche nicht unter denselben Gesichtspunkten wie die der individuellen Abschlußkosten betrachtet werden kann. Es ist allerdings von großer Bedeutung, daß auch diese Kosten nach rationellen Prinzipien begrenzt und verteilt werden. Allein da diese Frage unserer Ansicht nach nicht getrennt von dem gesamten Kostenplan der Anstalt und von den Prinzipien für die Nettoprämienzuschläge behandelt werden kann, werden wir auf eine Schätzung der Größe der allgemeinen Abschlußkosten oder auf die Bedeutung derselben für den Versicherungsverkehr nicht weiter eingehen.

3. Lassen wir $\alpha(t)$ den Akquisitionswert einer Versicherung nach Ablauf einer gewissen Zeit t vom Eintritt ab gerechnet, bezeichnen. $U(t)$ bezeichne die *individuellen* Abschlußkosten für gedachte Versicherung in der Weise, daß von diesen Abschlußkosten bis zum Zeitpunkte $t \int_0^t U(t') dt'$ ausgezahlt wird. Schließlich bezeichne $r(t)$ die Größe der Prämienreserve am Zeitpunkte t .

¹⁾ Andere Gesichtspunkte, wie z. B. Risiko-Selektion bei freiwilligem Austritte, können natürlich eine fernere Schärfung der Austrittsbedingungen motivieren. Auf dergleichen Fragen können wir jedoch im vorliegenden Aufsatz nicht eingehen.

Wenn fragliche Versicherung am Zeitpunkt t annulliert wird, so soll in Gemäßheit der im vorigen Abschnitte aufgestellten Regel der „Annulationsgewinn“ der Anstalt einschließlich des eventuell noch nicht gutgeschriebenen Teils der Abschlußkosten $\int_t^{\infty} U(t') dt'$ sich wenigstens auf den Akquisitionswert $\alpha(t)$ belaufen. Diese Regel läßt sich so ausdrücken, daß das Guthaben des Versicherten bei freiwilligem Austritte

$$(1a) \quad r(t) + \int_t^{\infty} U(t') dt' - \alpha(t)$$

nicht übersteigen darf.

Da nun jede Versicherung ihren Anteil an den individuellen Abschlußkosten zu tragen hat, so muß ferner für alle t :

$$(1b) \quad r(t) + \int_t^{\infty} U(t') dt' - \alpha(t) \geq 0.$$

Als eine Konsequenz dieser Ungleichheiten kann es bei Versicherungen mit niedriger Prämienreserve eintreffen, daß die individuellen Abschlußkosten auf eine längere Periode als das erste Versicherungsjahr verteilt werden müssen, sofern man eine solche Versicherungsform nicht nach deren Akquisitionswerte zu niedrig im Verhältnis zu den Akquisitionswerten anderer Versicherungsformen bezahlen will.

4. Um zu einer Definition des Begriffes „Akquisitionswert“ zu gelangen, möchten wir zunächst einige der dem Lebensversicherungsverkehr zugrunde liegenden Voraussetzungen etwas näher betrachten.

Der Zweck einer Versicherungsanstalt ist ein doppelter, nämlich erstens derjenige, gewisse von der Sterblichkeit unter den Versicherten abhängige ökonomische Verpflichtungen zu übernehmen, und zweitens der, die fundierten Prämienmittel des Versicherten zinstragend zu verwalten. Jene Aufgabe bedeutet den *Versicherungsverkehr im engeren Sinne* des Wortes, diese die *Kapitalverwaltung*.

Um seine ökonomischen Verpflichtungen erfüllen zu können, läßt sich der Versicherer gewisse Prämien zahlen, welche je nach der Natur der mit den verschiedenen Versicherungen verknüpften Verpflichtungen bemessen sind.

Als ein integrierender Teil jeder Lebensversicherungsprämie schließt dieselbe in sich eine gewisse Quote, welche die Bestreitung der Unkosten der Anstalt und die Ausgleichung von zu Ungunsten der

Anstalt etwa vorkommenden Abweichungen von der berechneten Sterblichkeit beziehungsweise vom berechneten Zinsfuße bezweckt.

Der Prämienzuschlag ist somit ein dreifacher, und zwar besteht er

a) aus dem sogenannten Kostenzuschlage, welcher in schwedischen Lebensversicherungsanstalten mit einem gewissen Prozentsatze von der Versicherungssumme zuzüglich eines gewissen Prozentsatzes von der Nettoprämie erhoben wird.

b) aus einem mit Hinsicht auf die berechnete Sterblichkeit eingeführten Sicherheitszuschlage, welcher durch eine sorgfältige Wahl oder vorsichtige Konstruktion der grundlegenden Sterblichkeitstafel etabliert wird.

c) aus einem mit Hinblick auf das berechnete Zinseinkommen eingeführten Sicherheitszuschlage, welcher durch eine umsichtige Wahl des grundlegenden Zinsfußes etabliert wird.

Von einem ökonomischen Gesichtspunkte der Lebensversicherungsanstalt aus gesehen, motivieren sich die Abschlußkosten in die mathematische Erwartung auf Gewinn:

a) durch den eventuellen Überschuß vom Kostenzuschlage,

b) durch Untersterblichkeit bei Ablebensversicherung oder durch Übersterblichkeit bei Erlebensversicherung,

c) durch Überschuß vom berechneten Zinseinkommen.

* * *

Unter den Benennungen Ablebens- (beziehungsweise Erlebens-) Versicherung verstehen wir hier, wie im folgenden. Versicherungen der Beschaffenheit, daß eine Elementarerhöhung der berechneten Mittelsterblichkeit (definiert im Abschnitt 5) eine Kostenerhöhung (beziehungsweise Kostenermäßigung) für die Anstalt zur Folge haben würde.

Die jetzt aufgestellte Definition kann natürlich dazu führen, daß eine Versicherung während der Versicherungszeit ihren Charakter ändert, so daß sie, obgleich beim Eintritt eine Erlebens- (beziehungsweise Ablebens-) Versicherung, späterhin der entgegengesetzten Rubrik gehören wird.

* * *

Wenn die infolge der obenerwähnten Umstände etwa eintretenden Gewinnerwartungen für die verschiedenen Versicherungen sich auf irgend eine Weise schätzen ließen, und wenn man den Wert der sich so ergebenden mathematischen Gewinnerwartungen der drei Umstände mit Z, S und R bezeichnet, so sollte der Akquisitionswert

aus dem Gesichtspunkt des Versicherers sich folgendermaßen ausdrücken lassen

$$aZ + bS + cR$$

wo a , b und c positive Konstanten (oder Null) ≤ 1 .

Die Lebensversicherungsanstalten sollten indessen ihre Geschäftskalküle derart einrichten, daß sich im weitestgehenden Maße Interessengemeinschaft mit dem versicherungssuchenden Publikum herbeiführen läßt. Der Zweck der Lebensversicherung steht offenbar in naher Verbindung mit den Größen S und R , wogegen durch die Belastung des Akquisitionswertes mit der Größe Z dem versicherungssuchenden Publikum kaum irgend welcher Vorteil erwachsen kann. Aus diesen Gründen setzen wir den Konstanten $a = 0$, was lediglich bedeutet, daß der Kostenzuschlag als ein Komplement zu der Prämie zu betrachten ist, welche die mit dem Geschäftsbetrieb verbundenen Unkosten erheischen, ohne daß es ein selbständiges Geschäftsobjekt darstellt.

5. Wenn auch die Abweichungen von dem berechneten Zinsfuß verhältnismäßig gering sind, so sollte die Größe R als proportional mit $-\frac{dP}{d\rho}$ oder, wenn gewünscht, mit $-\rho \cdot \frac{dP}{d\rho}$ betrachtet werden können, wo

P = den einmaligen Wert der ökonomischen Verpflichtungen der Anstalt abzüglich des einmaligen Wertes der rückständigen Nettoprämien laut des Versicherungsvertrages und

ρ = den Zinsfuß bei kontinuierlicher Zinsberechnung bezeichnen. Der Übergang vom jährlichen Zinsfuß ρ_1 an kontinuierlichen Zinsfuß ρ erfolgt nach der Formel

$$e^\rho = 1 + \rho_1 \text{ oder } \rho = \log(1 + \rho_1).$$

In Bezug auf die Sterblichkeit erscheint die Frage nicht ganz so einfach, indem die Sterblichkeitsintensität (im Gegensatz zu der Zinsintensität) nicht die ganze Versicherungszeit hindurch konstant ist. Um in beiden Fällen eine möglichst gleichartige Behandlung der Frage zu sichern, wollen wir den Begriff „Mittelsterblichkeit“ μ einführen, so definiert, daß μ die während der ganzen Versicherungszeit konstante Sterblichkeit repräsentiert, welche nach den Bestimmungen des Versicherungsvertrages dieselbe Prämie gibt wie die grundlegende Sterblichkeitstafel.

Ferner wird angenommen, daß der sich auf die Sterblichkeit beziehende Sicherheitszuschlag der Sterblichkeitsintensität proportional

ist. Unter solchen Voraussetzungen kann die Größe S als proportional mit $\mu \frac{dP}{d\mu}$ betrachtet werden.

Der Akquisitionswert einer Versicherung läßt sich folglich bei Ablebensversicherungen in der Form

$$(2a) \quad s \mu \frac{dP}{d\mu} + r \left(-\rho \frac{dP}{d\rho} \right)$$

oder bei Erlebensversicherungen in der Form

$$(2b) \quad s \left(-\mu \frac{dP}{d\mu} \right) + r \left(-\rho \frac{dP}{d\rho} \right)$$

ausdrücken. s und r sind Konstanten, welche gemeinsam sind für diejenigen Versicherungsformen der Anstalt, welche gleiche Prinzipien für die Berechnung von Sterblichkeit und Zinsen haben.

Die Fixierung der Konstanten s und r muß stets willkürlich werden, indem sie vom Wirksamkeitsplane der Anstalt abhängig ist. Das Verhältnis $s:r$ kann ebenso nach den Umständen größer oder kleiner fixiert werden, je nach der relativen Bedeutung, welche dem „Versicherungsverkehr im engeren Sinne“ und der „Kapitalverwaltung“ beigemessen wird.

Die Formeln (2) eignen sich nicht nur für die Berechnung des Akquisitionswertes einer neuabgeschlossenen Versicherung, sondern auch für das Studium der *Änderungen* des Akquisitionswertes während der Versicherungszeit.

6. Zur Verdeutlichung der im vorigen Abschnitte angegebenen Regeln stellen wir hier Formeln für die Berechnung von $\frac{dP}{d\mu}$ und $\frac{dP}{d\rho}$ für einige spezielle Versicherungsformen auf.

Beispiel 1. Sofort beginnende kontinuierliche Leibrente = 1 jährlich.

P_0 = der einmaligen Prämie (gemäß der angewandten Berechnungsregeln),

T = der Versicherungszeit (in Jahren angegeben),

$L(t)$ = der Quote zwischen den Überlebenden, nach Ablauf der Zeit t und der Zeit 0, gemäß der Mittelsterblichkeit μ .

Gemäß den im Abschnitt 5 gegebenen Definitionen wird μ durch die Formel

$$P_0 = \int_0^T L(t) \cdot e^{-\rho t} \cdot dt$$

bestimmt, oder, nachdem

$$\frac{L'(t)}{L(t)} = -\mu \text{ und } L(t) = e^{-\mu t},$$

$$P_0 = \int_0^T e^{-(\mu+\rho)t} dt = \frac{1 - e^{-(\mu+\rho)T}}{\mu + \rho}.$$

Gemäß den eingeführten Definitionen ist (für die neuabgeschlossenen Versicherungen) ferner:

$$P = \frac{1 - e^{-(\mu+\rho)T}}{\mu + \rho} - P_0$$

und somit

$$\frac{dP}{d\mu} = \frac{dP}{d\rho} = -\frac{P_0}{\mu + \rho} + \frac{T \cdot e^{-(\mu+\rho)T}}{\mu + \rho}.$$

Speziell für eine Leibrente auf die Lebensdauer ($T = \infty$) ist

$$P = \frac{1}{\mu + \rho} - P_0$$

und

$$\frac{dP}{d\mu} = \frac{dP}{d\rho} = -\frac{1}{(\mu + \rho)^2} = -P_0^2.$$

Beispiel 2. Gemischte Versicherung, Versicherungssumme = 1.

T_1 = der Versicherungszeit.

T_2 = der für die Prämienzahlung stipulierten Zeit.

p = der Nettoprämie bei kontinuierlicher Prämienzahlung.

Man findet dann, daß

$$P = \int_0^{T_1} \mu \cdot e^{-(\mu+\rho)t} dt + e^{-(\mu+\rho)T_1} - p \int_0^{T_2} e^{-(\mu+\rho)t} dt = 0,$$

aus welcher Formel μ berechnet werden kann, wie auch $\frac{dP}{d\mu}$ und $\frac{dP}{d\rho}$ durch Differenzierung hergeleitet werden können. Speziell für eine Todesfallsversicherung mit Prämienzahlung während der ganzen Versicherungszeit ($T_1 = \infty$, $T_2 = \infty$) ergibt die Formel, daß

$$P = \frac{\mu - p}{\mu + \rho} = 0, \text{ d. h. } \mu = p$$

sowie

$$\frac{dP}{d\mu} = \frac{1}{\mu + \rho}; \quad \frac{dP}{d\rho} = 0.$$

Bei Todesfallsversicherung mit einmaliger Prämie ($T_1 = \infty$; $T_2 = 0$) ergibt die allgemeine Formel

$$P = \frac{\mu}{\mu + \rho} - P_0 = 0 \text{ d. h. } \mu = \frac{P_0 \cdot \rho}{1 - P_0},$$

sowie

$$\frac{dP}{d\mu} = \frac{1}{\mu + \rho} - \frac{\mu}{(\mu + \rho)^2}; \quad \frac{dP}{d\rho} = -\frac{\mu}{(\mu + \rho)^2}.$$

Dem Übergang von kontinuierlicher an jährliche Prämienzahlung steht nichts im Wege. Wenn p_1 die jährliche Prämie bezeichnet, so hat man nämlich

$$p_1 = p \int_0^1 e^{-(\mu + \rho)t} \cdot dt = p \cdot \frac{1 - e^{-(\mu + \rho)}}{\mu + \rho}.$$

Die Berechnung von $\frac{dP}{d\mu}$ und $\frac{dP}{d\rho}$ bei jedem beliebigen Zeitpunkte während der Versicherungszeit erfolgt in genau analoger Weise wie die Berechnung derselben Größen beim Eintritt.

7. Die schwedischen Lebensversicherungsanstalten, deren Berechnungsregeln und Erfahrungen der gegenwärtigen Untersuchung zu Grunde liegen, haben die Berechnung der Tarifprämien auf Basis der Sterblichkeitstafel der 17 englischen Gesellschaften und eines Zinsfußes von 4% p. a. vorgenommen. Die in nachstehenden Tafeln 1 und 2 angegebenen Zahlen sind nach denselben Voraussetzungen berechnet worden.

In der Tafel 1 sind für einige der gewöhnlichsten Versicherungsformen (Todesfallsversicherung, gemischte Versicherung und Versicherung mit bestimmter Verfallzeit) sowie für das Eintrittsalter von 15, 35 und 55 Jahren die Mittelsterblichkeit ‰ (= 1000 μ) und die Koeffizienten $\mu \frac{dP}{d\mu}$ und $-\rho \frac{dP}{d\rho}$ berechnet worden.

In der Tafel 2 sind die relativen Akquisitionswerte mit Rücksicht auf die bezüglichen Zuschläge für die „Versicherung im engeren Sinne“ ($= s \cdot \mu \frac{dP}{d\mu}$) und für die „Kapitalverwaltung“ [$= r \cdot (-\rho \frac{dP}{d\rho})$] angegeben. Der Akquisitionswert einer Todesfallsversicherung mit einmaliger Prämie und Eintrittsalter 35 Jahre ist auf 100 gesetzt. Die relativen Akquisitionswerte mit Rücksicht auf den „Versicherungsverkehr im engeren Sinne“ und mit Rücksicht auf die „Kapitalverwaltung“ sind jede für sich aufgeführt, da dieselben sich bis auf weiteres einem Vergleich unter einander entziehen.

8. Behufs Bestimmung der in den Formeln (2) eingehenden Konstanten s und r muß man die praktischen Voraussetzungen für die Abschlußwirksamkeit studieren, und haben wir uns zu diesem Zwecke, wie schon früher erwähnt, auf die Erfahrungen der „Thule“, Stockholm, gestützt.

Das Verhältnis der Konstanten s und r ist, wie schon früher hervorgehoben, ein willkürliches, bestimmt von der relativen Bedeutung, welche einerseits dem „Versicherungsverkehr im engeren Sinne“ und andererseits der „Kapitalverwaltung“ beizumessen ist. Indessen dürften die Anstalten, so zu sagen, durch die Wahl selbst ihrer Berechnungsprinzipien gewissermaßen, wenn auch unabsichtlich, zu der Frage Standpunkt genommen haben, und infolge der im Abschnitt 1 dargelegten Gesichtspunkte erscheint es daher naturgemäß, s und r im Verhältnis zu der prozentischen Untersterblichkeit (bei Ablebensversicherungen) beziehungsweise zu dem prozentischen Überzins zu stellen. Für die Jahre 1904—1907 haben wir aus dem uns zugänglichen Ziffermaterial, insofern dasselbe unserem Zwecke dienen konnte, die tatsächlichen Todesfallskosten (= der Sterblichkeit mit Rücksicht auf Risikosummen) in Prozenten von den berechneten und den effektiven Zinsfuß in Prozenten vom Zinsfuß von $3\cdot5\%$, welcher bei neuen Versicherungen der Berechnung der Prämienreserve¹⁾ zu Grunde gelegt wurde, geschätzt. Diese Prozentsätze sind berechnet worden und betrugen $63\cdot8\%$ beziehungsweise $125\cdot4\%$, d. h. die Untersterblichkeit war $36\cdot2\%$ und der Überzins $25\cdot4\%$. Ausgehend vom Verhältnisse des prozentischen Überzinses zur prozentischen Untersterblichkeit hat man die Relation

$$r = 0\cdot70 s$$

aufgestellt.

Zur Bestimmung von absoluten Zifferwerten für s und r muß man ferner die gesamten individuellen Abschlußkosten der Anstalt

¹⁾ Die fraglichen Anstalten haben zwar Tarifprämien, die auf Basis eines Zinsfußes von 4% ausgerechnet sind, berechnen aber dessenungeachtet bei allen, seit einer gewissen Zeit gemachten Neuabschlüssen die Prämienreserve zum Satze von $3\cdot5\%$. Diejenigen den Akquisitionswert einer Versicherung bestimmenden Koeffizienten $\mu \frac{dP}{d\mu}$ und $-\varphi \frac{dP}{d\varphi}$ sind zum Zinsfuß von 4% ausgerechnet, scheinen uns aber nichtsdestoweniger anwendbar, weil ja die oben entwickelten Rasonnements eigentlich dazu führen sollten, daß in die Formeln (2) für die Berechnung des Akquisitionswertes Koeffiziente, die sich auf gewisse Mittelwerte von μ beziehungsweise φ beziehen, eingesetzt würden. In der Tat liegt das arithmetische Medium zwischen dem gefundenen effektiven Zinsfuß ($4\cdot4\%$) und dem für die Berechnung der Prämienreserve bestimmten $3\cdot5\%$, ziemlich nahe 4% .

kennen, sowie noch das **Gewicht**, welches gewisse Versicherungsformen unter **den Neu-Abschlüssen** haben (vergl. Abschnitt 9), doch **genügt** natürlich schon die Kenntnis von der Proportion zwischen den beiden Konstanten für die Schätzung des *relativen* Akquisitionswertes der verschiedenen Versicherungen. In der nachstehenden Tafel 3 sind für das Eintrittsalter von 15, von 35 und von 55 Jahren die relativen Akquisitionswerte der wichtigsten Versicherungsformen angegeben, wobei wir mit 100 bezeichnet haben den Akquisitionswert einer gewissen *Durchschnittsversicherung*, welche durch die Koeffizienten $\mu \frac{dP}{d\mu} = 0.182$ und $-\rho \frac{dP}{d\rho} = 0.114$ (vergl. Abschnitt 9) bestimmt ist.

Der Tafel 3 haben wir Kolonnen für die Jahresnettoprämien von 1000 und für die Quote zwischen dem relativen Akquisitionswerte und der Jahresnettoprämie beigelegt.

Die Tafel 3 erweist als höchsten Akquisitionswert die Zahl 209, welche fünfmal größer ist als der niedrigste der angegebenen Akquisitionswerte, nämlich 42. (Die in der Tafel angegebenen, selbstredend noch niedrigeren Akquisitionswerte für gewisse temporäre Versicherungen sind hierbei ganz außer Betracht gelassen.) Dieses Verhältnis beweist die Unvollkommenheit der herrschenden Methode, nach der die Abschlußprovision in Proportion zu der Versicherungssumme vergütet wird.

Die starke Divergenz der Werte in der letzten Kolonne beweist ferner, daß die Methode, nach der die Abschlußprovision in Prozentsen von der Jahresprämie vergütet wird, sehr mangelhaft ist, auch für den Fall, daß die kürzesten Prämienzahlungszeiten von der Regel ausgenommen werden.

Die Tafel 4 sowie das nachstehende Diagramm veranschaulichen die Änderungen des Akquisitionswertes im Laufe der Versicherungszeit (unter Voraussetzung kontinuierlicher Prämienzahlung) für einige Versicherungsformen und für verschiedene Eintrittsalter. Die Tafel 4 gibt also den Akquisitionswert an verschiedenen Zeitpunkten während der Versicherungszeit in Prozentsen vom Akquisitionswerte beim Eintritt an. Im Diagramm sind wir dagegen von den in der Tafel 3 angegebenen Akquisitionswerten beim Eintritt ausgegangen.

Bei der Berechnung der Änderungen des Akquisitionswertes während der Versicherungszeit haben wir außer Betracht gelassen, diejenige Selektion, welche durch die ärztliche Prüfung stattfindet.

9. Die individuellen Abschlußkosten laut der im Abschnitt 2 gegebenen theoretischen Definition haben wir wegen der für die Untersuchung knapp bemessenen Zeit nicht exakter schätzen können, mußten uns vielmehr darauf beschränken, dieselben mittelst der gesamten den

Akquisiteuren der verschiedenen Grade vergüteten Abschlußprovision zu wiedergeben. Diese Abschlußprovision haben wir auf 15%₀₀ der Versicherungssumme geschätzt. Bei allen Versicherungen auf den Todesfall (darunter gemischte Versicherung und Versicherung mit bestimmter Verfallszeit) wird nämlich die Abschlußprovision im Verhältnis zur Versicherungssumme berechnet. Sonstige Versicherungsformen spielen für die geschäftsmäßige Wirksamkeit der schwedischen Lebensversicherungsanstalten nur eine untergeordnete Rolle und sind deshalb außer Betracht gelassen worden.

Damit, daß der gefundene Wert der individuellen Abschlußkosten zur Berechnung der Konstanten s und r benützt werden kann, ist es erforderlich zu wissen, in welchem Verhältnis die verschiedenen Versicherungsformen unter den Neuabschlüssen vorkommen. Eine derartige Untersuchung wurde auch für einen Teil des Materials* bewerkstelligt, und zwar für während des Jahres 1903 eingetretene und am Schluß des Jahres 1907 in Kraft bestehende gewinnberechtigende Versicherungen, indem dieses Material in einer solchen Form zugänglich war, daß die Untersuchung ohne zu großes Zeitopfer stattfinden konnte. Das fragliche Material umfaßt eine Versicherungssumme von zirka 10·5 Millionen Kronen (schwedischer Währung), verteilt unter zirka 2500 Versicherten.

Die Koeffizienten $\mu \frac{dP}{d\mu}$ und $-\rho \frac{dP}{d\rho}$ sind für die im Material eingehenden Versicherungen berechnet und jede für sich addiert worden, wonach die Summen mit der Totalversicherungssumme dividiert wurden. Auf diese Weise haben wir als Durchschnittswerte für eine neu abgeschlossene Versicherungssumme von 1000

$$\mu \frac{dP}{d\mu} = 0.182 \text{ und } -\rho \frac{dP}{d\rho} = 0.114$$

erhalten, welche Koeffizienten als sich auf die „Durchschnittsversicherung“ beziehend, betrachtet werden dürfen. (Vergl. Abschnitt 8.)

Zur Bestimmung der Zahlenwerte für die Konstanten s und r stehen folglich die Gleichungen

$$\begin{cases} 0.182 s + 0.114 r = 15 \\ r = 0.70 s \end{cases}$$

zu Gebote, wovon

$$s = 57 \text{ und } r = 40.$$

10. Nachdem nun bestimmte Zahlenwerte für die Konstanten s und r fixiert sind, läßt sich ohne Schwierigkeit das Verhältnis des

Akquisitionswertes zu den Bedingungen für freiwilligen Austritt studieren.

In schwedischen Lebensversicherungsanstalten wird, wie wir zu wissen glauben, die Abschlußprovision ausnahmslos bereits im ersten Versicherungsjahre vergütet. Dieses Verfahren steht, wie aus nachstehender Tafel 5 ersichtlich, bei Versicherungsformen mit *niedriger* Prämienreserve am Ende des ersten Versicherungsjahres im Streit mit dem im Abschnitt 2 aufgestellten Prinzipie b).

In der Tafel 5 werden für einige Versicherungsformen angegeben: die Prämienreserve $r(t)$, der Rückkaufswert¹⁾, der Akquisitionswert $\alpha(t)$, sowie der Differenz $r(t) - \alpha(t)$ am Ende des ersten Versicherungsjahres. Laut des im Abschnitt 2 aufgestellten Prinzipies b) darf, nachdem die ganzen individuellen Abschlußkosten gutgeschrieben worden sind, der Rückkaufswert nicht die Differenz $r(t) - \alpha(t)$ übersteigen, und diese Differenz darf nicht negativ sein.

Bei der Herabsetzung der Prämienreserve infolge Reduktion der Versicherung auf Freipolizze oder dergl. ist damit Rechnung zu tragen, daß die Versicherung auch nach der Reduktion einen gewissen Akquisitionswert besitzt, weshalb man mit der durch die Reduktion veranlaßten *Ermäßigung* des Akquisitionswertes zu rechnen hat. Aus diesem Grunde sollte der dem Versicherten zu vergütende Teil der Prämienreserve beim Übergang zu Freipolizze größer sein als beim Rückkauf.

Als eine Konsequenz des obgenannten Umstandes muß die Abschlußprovision für gewisse Versicherungsformen, sofern man diese im Verhältnis zu anderen nicht zu niedrig bezahlen will, über eine längere Zeit als das erste Versicherungsjahr verteilen. In der Tafel 5 (letzte Kolonne) ist für einige Versicherungsformen auch die kürzeste Zeit angegeben, in welcher (bei kontinuierlicher Prämienzahlung) die Abschlußprovision vergütet werden kann, wenn man das Prinzip b) im Abschnitt 2 festhalten will. Daneben wird natürlich vorausgesetzt, daß die Konstanten s und r durch die im Abschnitt 9 angegebenen Zahlenwerte bestimmt sind.

Bei gewissen Versicherungsformen, wie zum Beispiel Versicherung mit bestimmter Verfallzeit, kann bei kurzer Prämienzahlungszeit die Differenz zwischen der Prämienreserve und dem Akquisitionswerte

¹⁾ Gemäß fraglichen, seitens schwedischer Anstalten angewandten Bedingungen für freiwilligen Austritt erhält man den Rückkaufswert aus der nach 4% berechneten Prämienreserve durch Abzug von 4% der *Risikosumme* (die Risikosumme = der Versicherungssumme abzüglich der Prämienreserve bei Todesfallsversicherung oder bei gemischter Versicherung). Der Rückkaufswert ist jedoch = 0 in denjenigen Fällen, wo diese Differenz eine Negative ist.

während der ganzen Versicherungszeit kleiner als der Rückkaufswert sein; in solchen Fällen sind also die angewandten Bedingungen für freiwilligen Austritt ganz unvereinbar mit den im Abschnitt 2 aufgestellten Prinzipien und den vorhandenen Abschlußkosten.

11. Es dürfte allgemein anerkannt sein, daß eine Aufstellung bestimmter Normen für die Begrenzung der Abschlußkosten auf große Schwierigkeiten stößt. Diese Auffassung findet auch in unserer Untersuchung ihre Bestätigung, indem es aus derselben hervorgeht, daß die Begrenzung der individuellen Abschlußkosten weder in bestimmtem Verhältnis zu der Versicherungssumme, noch zu der Jahresprämie neu eingetretener Versicherungen und auch nicht durch eine Kombination beider Methoden geschehen kann. Der Akquisitionswert läßt sich nämlich bei weitem nicht als eine Funktion von der Versicherungssumme und der Jahresprämie ausdrücken, da Versicherungsformen mit gleichem Prozent Jahresprämie sehr divergierende Akquisitionswerte haben können.

Behufs Lösung der auch in Schweden aktuellen Begrenzungsfrage muß man unseres Erachtens einen ganz anderen Weg einschlagen, als wie gewisse begrenzende Prozentzahlen von zum Beispiel der Versicherungssumme oder der Jahresprämie aufzustellen. Anstatt dessen sollte man — mit der Behandlung der Sterblichkeits- und Zinsfragen in der Lebensversicherungswirksamkeit als Vorbild — den aktuariemäßig aufgemachten ökonomischen Plan der Anstalt auch die Kostenfrage umfassen lassen und den Prämienzuschlag dann auf diesen Kostenplan basieren. Ebenso wie die Anstalt bei der Wahl von Risiken die grundlegende Sterblichkeitstafel, beziehungsweise bei Geldplatzierungen den angenommenen Zinsfuß, vor Augen haben sollte und diese Grundlagen zu modifizieren hat, falls infolge geänderter Arbeitsweise oder dergleichen die tatsächliche Sterblichkeit beziehungsweise der wirkliche Zinsfuß sich nicht zweckmäßig im gegebenen Rahmen aufrecht erhalten lassen, so sollten auch die Neuabschlüsse nach Maßgabe der im Kostenplan festgestellten Kostengrenze betrieben werden, wobei dieser Plan selbst abzuändern ist, falls die festgesetzten Begrenzungen sich unmöglich oder unpraktisch erweisen.

Tafel 1.

Versicherungs- form	Ver- sicherungs- zeit	Zeit der Prämi- enzahlung	Eintrittsalter 15 Jahre				Eintrittsalter 35 Jahre				Eintrittsalter 55 Jahre			
			Mittelsterb- lichkeit $\frac{\mu}{1000}$	$\frac{d \cdot p}{p \cdot d \cdot \mu}$	$-\frac{p}{p} \frac{d \cdot p}{d \cdot \varphi}$	Mittelsterb- lichkeit $\frac{\mu}{1000}$	$\frac{d \cdot p}{p \cdot d \cdot \mu}$	$-\frac{p}{p} \frac{d \cdot p}{d \cdot \varphi}$	Mittelsterb- lichkeit $\frac{\mu}{1000}$	$\frac{d \cdot p}{p \cdot d \cdot \mu}$	$-\frac{p}{p} \frac{d \cdot p}{d \cdot \varphi}$			
Todesfall- Versicherung	2	2	11.85	0.232	0.000	20.48	0.343	0.000	47.11	0.546	0.000			
	40	2	11.20	0.207	0.053	18.85	0.299	0.035	—	—	—			
	2	2	11.21	0.202	0.073	18.52	0.283	0.081	43.46	0.463	0.056			
	2	2	11.36	0.196	0.100	18.61	0.268	0.115	40.97	0.406	0.101			
	2	2	11.58	0.189	0.133	19.21	0.250	0.162	40.79	0.340	0.163			
Versicherung	0	0	11.90	0.180	0.176	20.30	0.221	0.232	46.10	0.218	0.218			
	10	10	7.13	0.057	0	10.78	0.085	0	28.78	0.209	0			
	5	5	6.95	0.031	0	9.54	0.012	0	24.43	0.105	0			
	1	1	6.84	0.007	0	9.15	0.009	0	21.47	0.021	0			
	Gemischte Versicherung	40	40	7.95	0.112	0.155	14.62	0.195	0.122	—	—	—		
40		0	7.95	0.079	0.317	14.45	0.124	0.308	—	—	—			
30		30	7.50	0.087	0.178	12.31	0.139	0.157	39.21	0.376	0.076			
30		0	7.47	0.055	0.345	12.17	0.082	0.335	38.21	0.168	0.284			
20		20	7.14	0.060	0.179	10.59	0.089	0.169	32.23	0.218	0.116			
Versicherung	20	0	6.98	0.030	0.342	10.30	0.043	0.335	31.04	0.101	0.291			
	10	10	6.80	0.031	0.133	9.44	0.043	0.131	25.21	0.113	0.114			
	10	0	6.30	0.009	0.258	8.77	0.012	0.255	23.26	0.031	0.240			
	Versicherung mit bestimmter Verfallzeit	40	40	8.20	0.024	0.212	14.91	0.041	0.218	44.89	0.098	0.241		
		40	0	—	—	0.326	—	—	0.326	—	—	0.326		
30		30	7.72	0.028	0.222	12.66	0.044	0.227	40.26	0.118	0.217			
30		0	—	—	0.362	—	—	0.362	—	—	0.362			
20		20	7.37	0.028	0.207	10.90	0.042	0.209	33.19	0.116	0.221			
Versicherung	20	0	—	—	0.358	—	—	0.358	—	—	0.358			
	10	10	7.11	0.022	0.143	9.91	0.031	0.144	26.31	0.079	0.147			
	10	0	—	—	0.265	—	—	0.265	—	—	0.265			

T a f e l 2.

Versicherungs- form	Versicherungs- zeit	Zeit der Prämienzahlung	Relative Akquisitionswerte					
			für den Versicherungs- verkehr im engeren Sinne			für die Kapitalverwaltung		
			Eintrittsalter			Eintrittsalter		
			15 Jahre	35 Jahre	55 Jahre	15 Jahre	35 Jahre	55 Jahre
Todesfall- Versicherung	∞	∞	105	155	247	0	0	0
	∞	40	94	135	—	23	24	—
	∞	30	91	128	212	31	35	24
	∞	20	89	121	184	43	50	43
	∞	10	86	113	154	57	70	70
	∞	0	81	100	112	76	100	107
	10	10	26	38	95	0	0	0
	5	5	14	19	48	0	0	0
	1	1	3	4	10	0	0	0
Gemischte Versicherung	40	40	51	88	—	67	52	—
	40	0	36	56	—	136	133	—
	30	30	39	63	170	77	68	33
	30	0	25	37	76	149	144	122
	20	20	27	40	112	77	73	50
	20	0	14	19	46	147	144	127
	10	10	14	19	51	57	56	49
	10	0	4	6	14	111	110	104
Versicherung mit bestimmter Verfallzeit	40	40	11	19	44	91	94	104
	40	0	0	0	0	141	141	141
	30	30	13	20	53	96	98	107
	30	0	0	0	0	156	156	156
	20	20	13	19	52	89	90	95
	20	0	0	0	0	154	154	154
	10	10	10	14	36	61	62	63
	10	0	0	0	0	114	114	114

T a f e l 3.

Versicherungs- form	Versicherungszeit	Zeit der Prämien- zahlung	Relative Akquisitionswerte für den Gesamtverkehr			Jahres- Nettoprämie ‰			Akquisitionswert : Jahres- Nettoprämie		
			Eintrittsalter			Eintrittsalter			Eintrittsalter		
			15	35	55	15	35	55	15	35	55
			Jahre	Jahre	Jahre	Jahre	Jahre	Jahre	Jahre	Jahre	Jahre
Todesfall- Versicherung	2	2	89	131	209	11·55	19·88	45·12	7·71	6·59	4·63
	2	40	92	128	—	12·58	20·30	—	7·31	6·31	—
	2	30	95	127	190	14·02	21·84	45·42	6·78	5·82	4·18
	2	20	99	130	179	17·35	26·33	49·28	5·71	4·94	3·63
	2	10	104	134	169	28·20	42·08	71·21	3·69	3·18	2·37
	2	0	111	140	154	—	—	—	—	—	—
	10	10	22	32	80	6·96	9·83	27·81	3·16	3·26	2·88
	5	5	12	16	40	6·79	9·31	23·67	1·77	1·72	1·69
	1	1	3	3	8	6·68	8·93	20·83	0·45	0·34	0·38
Gemischte Versicherung	40	40	80	104	—	16·01	21·12	—	5·00	4·92	—
	40	0	106	121	—	—	—	—	—	—	—
	30	30	76	91	162	22·26	25·63	45·68	3·41	3·55	3·55
	30	0	103	111	132	—	—	—	—	—	—
	20	20	66	74	122	36·66	38·80	52·84	1·80	1·91	2·31
	20	0	93	96	109	—	—	—	—	—	—
	10	10	44	48	70	83·65	85·03	93·45	0·53	0·56	0·75
	10	0	65	66	69	—	—	—	—	—	—
Versicherung mit bestimmter Verfallzeit	40	40	60	68	95	11·35	12·41	17·41	5·29	5·48	5·46
	40	0	78	78	78	—	—	—	—	—	—
	30	30	64	71	104	18·72	19·76	25·94	3·42	3·59	4·01
	30	0	86	86	86	—	—	—	—	—	—
	20	20	60	66	97	34·28	35·26	41·67	1·75	1·87	2·33
	20	0	85	85	85	—	—	—	—	—	—
	10	10	42	46	65	82·49	83·43	89·11	0·51	0·55	0·73
	10	0	63	63	63	—	—	—	—	—	—

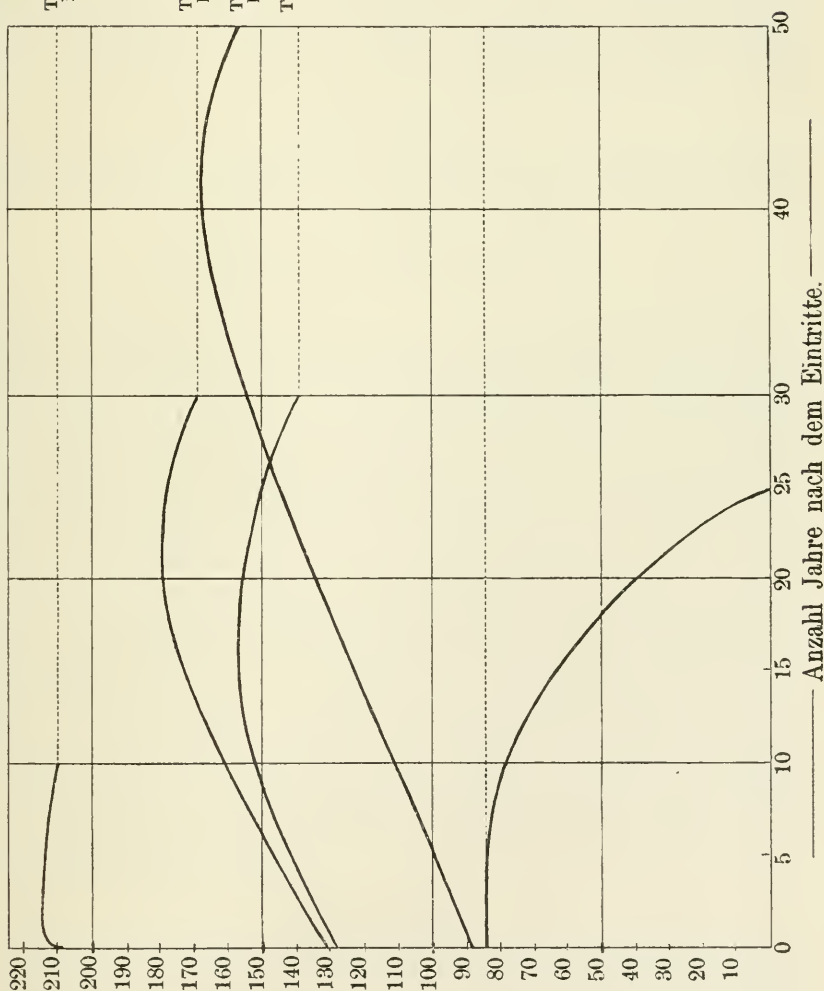
Tafel 4.

Anzahl Jahre nach dem Eintritte	Akquisitionswert in % vom Akquisitionswerte beim Eintritte					
	Todesfall- Versicherung mit lebenslänglicher Prämienzahlung		Todesfall- Versicherung mit Prämienzahlung in 25 Jahren		Gemischte Versicherung auf 25 Jahre	
	Eintrittsalter		Eintrittsalter		Eintrittsalter	
	15 Jahre	35 Jahre	15 Jahre	35 Jahre	15 Jahre	35 Jahre
0	100	100	100	100	100	100
1	102	102	101	102	101	100
2	104	105	103	104	101	100
3	107	107	106	106	101	100
4	109	109	107	109	103	100
5	111	111	109	111	103	100
10	125	123	120	119	97	94
20	151	136	142	122	51	47
25	163	135	152	116	0	0
30	173	129	157	109		
40	189	—	159	—		
50	176	—	143	—		

T a f e l 5.

Versicherungs- form	Versicherungs- zeit	Zeit der Prämien- zahlung	Prämienreserve r (1)		Rückkaufswert nach 1 Jahre		Akquisitionswert a (1)		r (1) -- a (1)		Kürzeste Zeit für die Vergütung der Abschlußprovision Jahre	
			Eintrittsalter	15 Jahre	Eintrittsalter	15 Jahre	Eintrittsalter	15 Jahre	Eintrittsalter	15 Jahre	Eintrittsalter	15 Jahre
Todesfall- Versicherung	2	2	6	27	0	0	14	32	8	5	23	12
	2	40	7	—	0	—	14	—	7	—	20	—
	2	30	9	27	0	0	15	29	—	2	16	11
	2	20	13	32	0	0	15	27	—	5	12	09
	2	10	26	57	0	16	16	26	10	31	06	05
	2	0	271	590	204	534	17	23	254	567	—	—
Gemischte Versicherung	40	40	11	—	0	—	12	—	2	—	11	—
	40	0	344	—	273	—	16	—	328	—	—	—
	30	30	18	28	0	0	12	24	6	4	07	09
	30	0	422	593	352	537	15	20	407	573	—	05
	20	20	33	35	0	0	10	18	17	17	03	—
	20	0	548	630	484	577	14	16	534	614	—	01
	10	10	83	79	44	40	7	10	76	69	01	—
	10	0	741	759	699	720	10	10	731	749	—	—
Versicherung mit bestimmter Verfallzeit	40	40	12	15	0	0	9	14	2	1	08	09
	40	0	261	261	217	217	12	12	249	249	—	—
	30	30	19	22	0	0	10	16	9	6	05	07
	30	0	369	369	321	321	13	13	356	356	—	—
	20	20	34	35	0	0	9	15	25	20	03	04
	20	0	520	520	475	475	13	13	507	507	—	—
	10	10	83	81	57	54	6	10	77	71	01	01
	10	0	734	734	703	703	9	9	725	725	—	—

Änderungen des Akquisitionswertes im Laufe der Versicherungszeit.



XV. — B.

Is it possible to demonstrate mathematically the measure of profitable expenditure for new business in life insurance?

(With a review on actions by legislatures, legislative Committees commissions etc.)

By Miles M. Dawson, New-York.

The problem of demonstrating mathematically the measure of profitable expenditure for new business in life insurance has tacitly been treated as hopeless, by nearly all actuaries. Yet few things that an actuary could do, would be of greater utility than to show how far a company can safely and prudently go in this matter; and, in the absence of such demonstration, extravagances are frequently indulged in by managers, sometimes themselves actuaries, which would certainly be avoided, were the facts clearly seen.

It is at least axiomatic as a starting-point that the new business will not be profitable, if secured at a cost equal to or exceeding the entire present value of all the premiums to be received. Let P'_x be the symbol for the gross premium, $a'_{[x]}$ be the symbol for the present value of 1. per annum, payable during life while the insurance is continued in force by premium payment, discounted by interest, probabilities of survival and probabilities of persistence, actual rates in each case; and $L^\infty F'_x$ be the symbol for the measure of profitable cost of new business. Then we have:

$$L^\infty F'_x < P'_x a'_{[x]}.$$

But it cannot be so much as this; for there are insurance benefits to be paid. Let $A'_{[x]}$ be the symbol for the present value of these

benefits, computed by the same rates of interest, survival and persistence; and we have:

$$L^{\infty} F'_x < P'_x a'_{[x]} - A'_{[x]}.$$

But, again, there are other unescapable expenses, such as for collection, management, etc. These may be a constant per annum or a variable or in part one and in part the other. therefore let us take the perfectly general expression for their present value, $e'_{[x]}$, meaning this present value, whatever the amount and incidence of the expense, discounted by the same rates of interest, survival and persistence. Thus we obtain the expression:

$$L^{\infty} F'_x < P'_x a'_{[x]} - (A'_{[x]} + e'_{[x]}).$$

The value must be less than this, also; for the present value of the sums to be allowed upon surrender, discounted in a similar manner, needs to be taken into account. Let $v'_{[x]}$ be the symbol for this present value; and we have

$$(1) \quad L^{\infty} F'_x < P'_x a'_{[x]} - (A'_{[x]} + e'_{[x]} + v'_{[x]}).$$

But how much less than this must the cost of new business be, in order to be profitable? Manifestly, any given amount less, which correctly represents the profit desired; thus if gP'_x be an expression for the annual profit desired, per annual premium P'_x , then $gP'_x a'_{[x]}$ is the correct expression for the deduction, in order to determine the measure definitely, and we have:

$$(2) \quad L^{\infty} F'_x = P'_x a'_{[x]} - (A'_{[x]} + e'_{[x]} + v'_{[x]} + gP'_x a'_{[x]}).$$

This may be taken as a correct formula for this measure of profitable expenditure for non-participating policies.

For participating, allowance must also be made for the present value of the bonus or dividend, fairly to be expected; let the symbol for this be $B'_{[x]}$, and we have:

$$(3) \quad L^{\infty} F'_x = P'_x a'_{[x]} - (A'_{[x]} + e'_{[x]} + v'_{[x]} + gP'_x a'_{[x]} + B'_{[x]}).$$

Usefulness of These General Formulas.

The foregoing formulas are obviously perfectly general. To use them in practice would be difficult and onerous: and since absolute accuracy would not be possible, careful approximation should be resorted to.

But cases of excess, committed not intentionally but in utter ignorance of these fundamental principles, are familiar to every actuary; that is, to particularize, cases where the cost of new business was blindly permitted to exceed:

1. In the case of participating policies, the measure by formula (3) by so much even as to render them non-participating policies, virtually, though at materially higher premiums.

2. In the case of non-participating policies, the measure by formula (2) by so much as to reduce the profits to zero.

3. In the case of policies of every kind, the measure by most general formula (1), by so much as to involve necessarily a loss to shareholders.

4. In the last-mentioned case, the measure on the basis of no surrender values to be allowed — though this was not true — by so much as to involve loss, even were no values allowed.

5. In the same case also, even the measure on the basis that there would be no expenses in future.

6. And finally, in the same case, even the entire present value of all premiums to be received upon the policies.

Doubtless imprudence and even recklessness will not be obviated entirely, though actuaries prepare themselves to make it obvious when extravagance is present; but the duty appears to rest upon the profession to enable the delinquencies to be apprehended clearly.

Not all the elements of cost of new business vary directly with its volume and occasional excess of cost, accidentally incurred because of sudden changes of conditions that were not foreseen, are doubtless unavoidable. But it should be possible:

1. To know when the measure of profitable expenditure is being exceeded.

2. To keep those elements of cost — much the larger part, usually — which vary directly with the volume, well within the measure.

Abbreviated Formulas.

Formula (3) may be taken as the most completely general, since if one deals with non-participating insurance, $B'_{[x]}$ has no value. From this formula, by a process of elimination, it is possible to derive, for most cases which arise in practice more convenient and simple formulas; as, for instance:

Often the expense aside from cost of procurement can be represented by a constant deduction from P'_x , which remainder in a

way corresponds with what French actuaries denominate the "prime d'inventaire". Giving this the symbol P_x'' , we have:

$$(4) \quad L^\infty F'_x = P_x'' a'_{[x]} - (A'_{[x]} + v'_{[x]} + g P'_x a'_{[x]} + B'_{[x]}).$$

The expected annual profit $g P'_x$ can also be deducted from P'_x ; this simplifies yet further. Thus, assigning to the remainder of the premium the symbol P_x''' :

$$(5) \quad L^\infty F'_x = P_x''' a'_{[x]} - (A'_{[x]} + v'_{[x]} + B'_{[x]}).$$

In many cases, it will be found that the surrender values allowed are equal to the premiums paid less all costs, accumulated at the actual rates of interest and survival to the date of surrender or approximately so.

The formula is then much transformed; for in such case, there is no longer a necessity to take into account probabilities of persistence since the policy-holder is given full value, whether he persists or not. All the discounts, therefore, will be by rates of interest and of survival only: and the formula becomes:

$$(6) \quad L^\infty F'_x = P_x''' a_{[x]} - (A_{[x]} + B_{[x]}).$$

Further abbreviation is not possible.

The problem is independent of the method of computing reserves.

While due attention to these principles may possibly one day materially assist in arriving at a more nearly correct method of computing policy reserves — that is, of valuation — the solution of this problem is obviously entirely independent of the method used by the company.

This is true because the ultimate profit, the whole profit, the profit for the entire life of the policy is what is dealt with; and when it has completed its entire course and is no longer in existence, its reserve value is by every method, zero.

It is sufficiently obvious that ultimately, rates of premiums, interest, survival, persistence, expenses of collection and management, bonuses and surrender values being the same in two companies, the measure of profitable expenditure for new business will also be precisely the same. The same conditions are never precisely realized; but often they are so nearly alike that the measure is approximately the same sum for each.

The use of a method of valuation which seems to set free a larger amount for cost of new business, than $L^\infty F'_x$, correctly computed,

is likely to be misleading and dangerous. It does not really enlarge the measure, of course, but merely assures that the business will be unprofitable, unless a surplus is held equal to the difference between the reserve really required and the insufficient reserve brought out by the valuation.

The use of a method which ignores the incidence of the cost of new business or sets free a smaller amount for it than $L^\infty F'_x$ of course, creates an apparent loss at the outset if the cost of new business equals $L^\infty F'_x$, in fact. This calls for "financing" which will be safe in case $L^\infty F'_x$ is, in fact, not exceeded and not otherwise. Its peril lies in the neglect to ascertain the measure of what can with safety be invested.

Provision for Cost of New Business Considered.

Premiums are frequently computed by the following formula

$$P'_x = \frac{A_{[x]} + F}{a_{[x]}} (1 + k) + c + b$$

in which

F = provision for cost of new business.

k = percentage addition for collection expense.

c = constant addition for expenses of management.

b = addition for profits.

If, in such case, the mortality table is correct, the rate of interest actual, the surrender values equal to $A_{[x]+n} - \frac{A_{[x]} + F}{a_{[x]}} (a_{[x]+n})$ and there is no concealed margin in k or c or b , available to reimburse for cost of new business, then, plainly

$$L^\infty F'_x = F.$$

When premiums are computed, ignoring a provision " F ", for cost of new business, but an ultimate mortality table is employed and the formula for the premium is:

$$P'_x = \frac{A_x}{a_x} (1 + k) + c + b$$

in such case, the other conditions being as in the foregoing, the value of F , the concealed provision for cost of new business, may be shown to be $(P_x - P_{[x]}) a_{[x]} = P_x a_{[x]} - A_{[x]}$ which has been given the name "select and ultimate" margin and is set free by the select and ultimate method of valuation, i. e., by the formula: ${}_nV_{[x]} = A_{[x]+n} - P_x a_{[x]+n}$.

In such case and no other, also:

$$L^{\infty} F'_x = P_x a_{[x]} - A_{[x]}$$

Utility of This Demonstration Theoretically.

Circumscribed but Practically Unlimited.

Theoretically a company can make its premiums what it will; that is, so far as cost of procurement goes, in computing its premiums, it may make the provision "F" as large or as small as it chooses. And, therefore, the utility of formulas for the measure of profitable expenditure may be questioned.

But it is the theory that is at fault. Like other prices, life insurance premiums are determined, with slight variations, by competition and virtually by the consensus of the most important companies.

Very especially should it be remarked that this competition pretty effectually sets a maximum limit to the amount that can be provided for this purpose; any company may, of course, experiment with lower limits but that leaves the true maximum limit for that market as determined by the premiums of the most important companies, which limit can be ascertained directly from their premiums. The others lower their own measure by the whole sum by which they reduce their premiums.

The purely theoretical power to give "F" any value one chooses is converted by the unthinking into an assumption that one has the power to vary the value of "F" and with it also the value of $L^{\infty} F'_x$ without in the least altering the premium P'_x .

The following are amusing instances of this, in the case of a ten-year endowment insurance policy issued at age 35, furnished by the application of the minimum reserve laws of several of the United States, to set free provisions for cost of procurement as follows, the premium in each case being precisely the same:

New York	$P_x \bar{10} a_{[x]} \bar{10} - A_{[x]} \bar{10}$
New Jersey	$P_x - \frac{1}{2} P'_x \bar{1}$
Illinois	$20 P_x - P'_x \bar{1}$
Michigan	$P_x \bar{20} - P'_x \bar{1}$
Connecticut	$P_x \bar{10} - P'_x \bar{1}$
Indiana	$P'_x \bar{10} a_x \bar{10} - (A_x \bar{10} + P'_x \bar{10} - P_x \bar{10})$

All the companies which avail themselves of one of these minimum reserve standards, in point of fact virtually have their maximum rates determined by the consensus of the practice of the much larger and more important companies, which value on the net level premium

method and in computing their premiums, virtually make $F = P_x a_{[x]} - A_{[x]}$ and the maximum limit of profitable expenditure for cost of new business is in fact determined entirely independently of them.

Is there in practice and on grounds of sound finance anything to indicate a lower measure?

It will not escape notice that all of the formulas given are free from the requirement that $L^\infty F'_x + P_x^{-1} = \text{or} < P'_x$. In other words, it is not assumed that the cost of new business must be defrayed from the premiums of the first year, after providing for the payment of death-losses for that year.

This is proper, also; because these formulas are general and equally applicable to ordinary annual premium policies and to industrial weekly premium policies. They are also independent of the source from which money is drawn in the first instance, to pay for new business; they have in view only the ultimate loss or profit.

But in practice, it will be found that, properly applied, the formulas will bring out in the case of nearly any premium for an ordinary annual premium policy, a positive value for $P'_x - (L^\infty F'_x + P_x^{-1})$ and certainly this is true for the usual rates of premiums.

It may, therefore, be said with confidence that, as to such

$$L^\infty F'_x < P'_x - P_x^{-1}$$

But is there not this further limitation that, while there is no violation of sound principles of finance when the actuary „loads” a life premium whatever is required for expense purposes of all kinds, the additional premium paid (a) in the case of a limited premium policy, to prepay premiums that would not be due until after 10, 15 or 20 years, or (b) in the case of an endowment insurance policy, to mature the policy as an investment during the insured's lifetime, ought not to be „loaded” an additional amount, unless merely for bonuses and investment contingencies?

In other words, letting π'_x be the symbol for the gross whole life premium, is not $\pi'_x - P_{[x]}^{-1}$ the maximum measure in any event of the provision F , in any premium $P'_x > \pi'_x$ and, of course, $P'_x - P_{[x]}^{-1}$ the maximum measure whenever $P'_x < \pi'_x$ the further application of $L^\infty F'_x$ as the measure absolute, being, of course, requisite?

Recent Recognition of Practical Limits.

The problem of dealing effectually with the perilous waste fulness which is found in some companies in some countries, has within a

few years been attacked in a practical way by various legislatures and public bodies and discussed, both in a theoretical and practical way by actuaries and others.

The following are instances of action by legislatures, legislative committees, commissions, etc.:

New York. Upon recommendation of the New York Legislative (Armstrong) Investigating Committee — Sec. p. 314, Vol. VII, Report of Committee — a statute, setting the following limitation was enacted in New York in 1906:

„No domestic life insurance corporation shall in any calendar year after the year nineteen hundred and six expend or become liable for or permit any person, firm or corporation to expend on its behalf or under any agreement with it (1) for commissions on first year's premiums, (2) for compensation, not paid by commission, for services in obtaining new insurance exclusive of salaries paid in good faith for agency supervision either at the home office or at branch offices, (3) for medical examinations and risks, and (4) for advances to agents, an amount exceeding in the aggregate the total loadings upon the premiums for the first year of insurance received in said calendar year (calculated on the basis of the American experience table of mortality, with interest at the rate of three and one-half per centum per annum) and the present values of the assumed mortality gains for the first five years of insurance on the policies on which the first premium, or instalment thereof, has been received during said calendar year, as ascertained by the select and ultimate method of valuation as provided in section eighty-four of this chapter.”

Section 97. — Insurance Laws, N. Y.

The following is the recommendation by the Committee:

„The Committee believes that the following is a proper standard for reasonable and profitable expenditure for new business, viz: That the expense of new business should not exceed the loading on first year's premiums plus the present value of the mortality savings on a conservative basis for five years after admission. These two items arise directly from the new business. Were there no new business, neither the loading on new premiums nor these mortality gains would be realized. It costs the other policy-holders nothing to permit them to be used in this way, and if the cost of new business is kept within these limits, both old and new policy-holders are the gainers”.

"These savings, however, cannot be made available in the case of a new company or of a company which annually distributes its gains, without changing the law regulating reserves, so that the reserves in the first year on new business shall take into consideration the expected mortality gains for the ensuing five years."

Report of Committee Vol. VII, Page 314.

New Jersey: Upon recommendation of the Senate Select Committee, on page 42 of its Report, the legislature of New Jersey in 1907, adopted a limitation to $\pi'_x - \frac{1}{2} P_{x\overline{1}}$ by the American Experience Table and $3\frac{1}{2}$ per cent, applicable only to companies which value on its minimum standard.

Canada: Upon recommendation of the Royal Commission on Life Insurance, in 1906 — see Pages 182-185 of its report — the Canadian government has twice introduced measures, which would limit cost of new business to $\pi'_x - P_{x\overline{1}}$ by the H^M table and $3\frac{1}{2}$ per cent. The measure is expected to be introduced again this winter.

This proposed legislation was recommended to Parliament by the Commission as follows:

"Two other methods of solving the question were before the Commission. One was recommended by the actuary, and, in connection with another mortality table, was adopted by the New York Committee, and the other was suggested by the Life Managers' Association. Both methods are based upon the fact that the H^M table of mortality, upon the basis of which Canadian reserves are now computed, requires larger reserves to be set apart during the earlier years of a policy than are needed according to actual mortality experience. Both methods accordingly suggest that advantage should be taken of this circumstance and that the borrowing to implement initial loading should take the form of appropriating, during the policy's early years, the difference between the reserve which the H^M table requires and the reserve which accords with actual experience."

"The actuary of the Commission, Mr. Dawson, who is entitled to be called the author of the method adopted in New York, has recommended taking the British table to which reference has already been made, the O^M table, in what is known as its select form, treating the reserve so as to take the benefit of selection, during the first ten years of the policy, and subsequently treating the reserve on the basis of ultimate mortality. This is called the Select and Ultimate method."

"The method suggested by the Life Managers' Association is applicable only to cases where the net premium equals or exceeds the ordinary whole life net premium. A deduction is made from the initial net premium equal to the difference between the standard reserves for five years and reserves calculated upon the basis of one year's term insurance followed by four years during which the deduction is made good."

"Both methods are really founded upon the theory that the new business is itself the direct cause of the favorable mortality, and that the necessary borrowing may well be made from the gain so resulting.

"By Mr. *Dawson's* method applied to the O^M select Table, ten years instead of five, are allowed to reach the standard reserve, the O^M table, taking account for ten years of the mortality gains. After ten years the reserves are somewhat larger than by the H^M table.

"To the initial loading, under both methods, is really added an amount representing the mortality gains due to the new business and the proposal is to limit the cost of obtaining the new business to their sum.

"Your Commissioners are of opinion that the method suggested by the Life Managers' Association should be recommended. It perhaps lacks, theoretically, the scientific accuracy of the Select and Ultimate Method, but its results do not very widely differ. It possesses the merit of requiring the early restoration of an unimpaired standard reserve, and fixes a somewhat higher standard of economy. But your Commissioners would have thought it wise, even if it had not seemed to them to possess these advantages, to fix, if possible, upon a method suggested by the special experience and skill of the gentlemen upon whom will rest the duty of administering it.

The fact that the method recommended confines itself to cases where the premium is equal to or greater than the whole life premium has not escaped notice. The result will, no doubt, be that the early reserves for whole life policies will be less than the reserves for long term policies, for twenty years and upwards. This is anomalous, but having regard to the infrequency of term policies with such long periods, it is believed that they may be disregarded altogether for the present purpose.

Two methods of assuring economy within the proposed limits, are suggested.

One is to rely on publicity, by requiring each company to report annually how much the loading upon new premiums, plus the proposed provisions, amounts to, and in detail, what the direct cost of new business has been during the year.

"The other is to put a limit by statute upon the aggregate cost of new business, confining it to the proposed provision, plus the loadings.

Your Commissioners are of the opinion that both methods should be adopted, the former to afford means of ascertaining that the latter has been complied with, and the latter because even the publicity of this inquiry has not induced an abatement of extravagance."

Report of Royal Commission on Life Insurance, Pages 182 and 185.

Wisconsin: Upon recommendation of the Wisconsin Joint Legislative Investigating Committee in 1906 — see P.183 Report of Committee — the legislature of that State enacted in 1907, a statute limiting cost of new business to $P'_x - P'_x \bar{1}$ in every case except when $P'_x > {}_{20}\pi'_x$ in which case, the limitation becomes the loading on the net level premium plus ${}_{20}\pi_x - P'_x \bar{1}$.

In no other state or country, as yet, has direct limitation been attempted. The principal experiment has been in New York, all the business everywhere of all New York companies and of all companies that since January 31st. 1907. have done business in New York, being affected.

Of the forty-two (42) companies doing business in New York in 1905, seven withdrew before January 1st, 1907. Of the remaining thirty-five (35) companies, but one failed to comply with this law in 1907; its non-compliance was due to an erroneous construction of the statute.

Every New York company did less new business in 1907 than in 1906 or 1905; most of the companies of other states showed a reduction in new business, also. It is already evident that in 1908, however, nearly all will show good increases over 1907.

In other states, of the United States, indications of the sentiment and intention of the authorities as to the proper measure of the cost of new business are given, however, in the minimum reserve laws, varying as follows:

Several states. an allowance of $P'_x - P'_x \bar{1}$ but not exceeding the loading on the first premium, plus ${}_{20}\pi_x - P'_x \bar{1}$.

Two states, the same, except that the highest limit is set at the loading plus $\pi_x \bar{20} - P'_x \bar{1}$.

Several states, an allowance of $P'_x - P_x \frac{1}{x+1}$ in all cases of annual premium policies.

In Indiana, an allowance of $P'_x a_x - (A_x + P'_x - P_x)$ in which P'_x is the gross annual premium, a_x an expression for the present value of each unit of that premium and A_x for the present value of all the loading for the whole period of the policy may be discounted and be taken. The only limitation on this is that no more shall be taken than can be taken from the integral first annual premiums payable, after providing for $P_x \frac{1}{x+1}$, $P_{x+1} \frac{1}{x+1}$ etc., to cover annual term insurance for such early years. In other words, the accumulation of a reserve may be postponed as long as it is possible without bringing out negative reserves, upon a gross premium valuation.

I am not very familiar with the literature upon the subjects in other countries; but the following are, perhaps, germane:

Germany limits the allowance in its minimum standard of valuation to one and one-quarter per cent of the sum insured, plus the loading on the first year's premium.

France makes the minimum provision for its own companies in computing gross premiums, one and one-fourth per cent; and in its annual reports requires a company which enters "cost of new business" as an asset to offset reserves, to charge each year's expenditure of this sort off in six years by equal instalments. This in effect confines or is meant to confine the expenditure to what can be "made good" in seven years and is virtually "select and ultimate" as in New York.

Denmark makes the same requirements as France, except that no indication is given as to a proper provision in the premium. The method is again, in effect, "select and ultimate".

Sweden requires "charging off" by five equal annual instalments; and also confines the allowance in valuation to one- and one-half per cent of the sum insured. This, likewise, is a form of "select and ultimate".

No other European country, I think, assigns any limit or measure for the cost of new business, directly or indirectly.

In all the foregoing, I have purposely failed to cite the requirement of net level premium valuation in Massachusetts, U. S. A.; at present, in Canada; and in Austria. For this method does not assume to indicate in any way, what measure is proper or desirable, but merely that all the excess of cost of procurement (whatever it may be) over the loading on the first year's premiums, should be defrayed, not out of those premiums but out of other funds, to be made good if possible, out of future loadings or other margins.

Statements by eminent actuaries and other authorities, concerning the measure of profitable expenditure for new ordinary business, are also few and in nearly all cases empirical. The following only do I now recall:

One by Dr. *Thomas Bond Sprague*, of Edinburgh, to the effect that the cost of procurement may justifiably absorb about all the first year's premium on the whole life plan. It is as follows:

"From an examination of the published accounts of the British offices. I arrive at the conclusion that the average expenditure of prosperous and well-managed offices may be taken as 80% of the new premiums, and $7\frac{1}{2}\%$ of the renewal premiums."

Transactions First Int. Congress Actuaries, Page 190. This refers, apparently, to whole life premiums.

One, much earlier, by Dr. *A. Zillmer*, of Germany, to much the same effect, as follows:

"Before proceeding further in the discussion of these reserves, we will say a little more regarding the first year's net premium. There is, for each age at entry, a Minimum for this net premium, which is the net premium for term insurance for one year. If the first year's net premium were generally smaller than the corresponding net one-year term premium, the insurance company would have to provide in other ways for the mortality cost, since first year's mortality would not be covered by the premium. This, under some circumstances, might not only be inconvenient, but even become dangerous.

"The formula, to express the maximum cost of new business, may be transposed into various forms. Thus, for instance, this maximum is equal to the quotient, diminished by one, of the annuity at the age of entry into the annuity due the following year (i. e. for 1 as the face of the policy); or equal to the difference between the ordinary net premium at the age of entry increased by one year, and the ordinary net premium at the age of entry, multiplied with the annuity at the age of entry; or, and this is the simplest formula expression: the maximum of the cost of new business is equal to the ordinary net premium for one year higher less the net one-year term premium at age of entry. This simple formula for the maximum of the cost of new business may also be derived in a direct way. The maximum which the company may without immediate loss expend to obtain an insurance has evidently been reached, when the reserve is 0

at the end of the first year. However, this will be the case if we take the net premium the ordinary net premium for the next higher age. Since the premium for a one-year term insurance is used to cover the mortality, there remains at the most for defraying the cost of procurement, the difference between the ordinary net premium for an age one year higher and the premium at the age of entry for a one year term insurance.

Beiträge zur Theorie der Prämienreserve, p. 12.

In the opening sentence of this book Dr. *Zillmer* said: "We mean thereby the usual whole life insurance, payable in event of death and with annual premiums."

One by *Emory Mc. Clintock*, to the same effect, as follows:

"I am speaking particularly of ordinary life policies, and what I have to say requires qualification if applied to any other form. It has long been recognized that the expense attending the procurement of business is so great as to permit no actual accumulation of reserve out of the first year's premium. The risks have just passed the doctor, it is true, yet death losses will occur within the first year, and must be paid. Apart from the commissions to agents, there are other well-known expenses attending the prosecution of new business, and these other expenses are in some companies greater in amount than the commissions paid for new business. While not always strictly true, it may be laid down as a general statement that the commissions and the other expenses taken together will use up pretty much all of the first premium."

Address before Nat'l. Conv. Ins. Commissioners. 1898.

One in 1908 by Mr. *George King*, assigning the same measure but further limiting the same to not more than two per cent of the sum insured, as follows:

"He thought, however, that the preliminary term method as worked in America, went too far, because, when the older ages at entry were reached, and for endowment assurances, it allowed an unnecessary amount for the initial expenditure, and depleted the reserves too much. It threw into the bonus fund, at the outset, money supposed to have been spent but which had not been spent, and increased present bonuses at the cost of future bonuses. He himself always limited the allowance to 2 per cent on the sum assured, and that point would be reached for ordinary whole life policies: somewhere between ages 40 and 45, according to the mortality table used."

J. I. A., Vol. XLII, Page 452.

The following by Mr. *George F. Hardy*, in favoring the O^M ^(c) mortality table for valuation:

„It might be seriously considered whether, from many points of view, it was not desirable to go back to the use of a single table for valuation purposes. It was long ago said that the effect of selection might very conveniently be set against the initial cost of obtaining business. Although the effect of selection was so considerable in the new experience, in these times, when competition was so strong, *the saving to an office by the light mortality of assurance was generally less than the cost which the office had to incur in getting the business*, and it seemed to him there was nothing in principle against the use of a table like the O^M ⁵ for all purposes of the office, both for the calculation of premiums and for the calculation of reserves.”

J. I. A., Vol. XXXVII, Page 185.

His later explanation, disclaiming the intention to suggest the use of the “select and ultimate” method of valuation, leaves these “gains” an important part of a measure of “cost of new business” on this basis, because still a chief source from which the cost is to be made good.

It is interesting that all these offhand judgments of skilled observers should support, in general, the conclusions arrived at, in this paper, from a theoretical basis and developed from a fundamentally comprehensive formula. Similar confirmation is found in the practice by leading European companies, of loading from one per cent to one and one-half per cent, of the sum insured, for cost of procurement, even when select mortality tables are employed in deducing the net premiums.

Anhang.

VIII.

Entwicklung der Bedingungen des Lebensversicherungsvertrages in Österreich.

Von Dr. **Wilhelm Berliner**, Wien.

Die Intentionen, welche für die Wahl dieses Abhandlungsthemas maßgebend waren, sind dem Verfasser der nachstehenden Betrachtungen nicht bekannt. Doch ist kaum anzunehmen, daß hiebei daran gedacht wurde, aus den einlangenden Arbeiten ein reichhaltiges, ins Detail gehendes Tatsachenmaterial über die Entwicklung der Bedingungen der einzelnen Gesellschaften zu gewinnen; in der Tat erschiene die Beschaffung eines solchen Materiales, wie es z. B. der vor kurzem seitens des Deutschen Vereines für Versicherungswissenschaft veröffentlichten Sammlung von Lebensversicherungs-Bedingungen zu Grunde liegt, für den Einzelnen, dem nicht die Archive sämtlicher Gesellschaften offen stehen, kaum möglich. Es bliebe somit die Wahl, entweder in monographischer Weise den Werdegang einer bestimmten Gesellschaft in den Mittelpunkt der Betrachtung zu stellen oder unter Verzicht auf eine gewissermaßen aktenmäßige Begründung im Einzelnen, eine allgemeine Darstellung der Entwicklung des in den Versicherungs-Bedingungen niedergelegten Lebensversicherungsvertragsrechtes zu bieten.

Hiebei wird, da die Rechtsentwicklung auf einem bestimmten Wirtschaftsgebiete — namentlich unter der Herrschaft unbeschränkter Vertragsfreiheit — nur im Zusammenhange mit den wirtschaftlichen Vorgängen selbst verstanden werden kann, in großen Zügen auf die Entwicklung einzugehen sein, welche das Lebensversicherungswesen selbst in Österreich bisher durchgemacht hat.

Die vorliegende Arbeit soll den Versuch einer kurzen Übersicht in der letzteren Richtung bilden.

*

*

*

Die Geschichte der Lebensversicherung in Österreich reicht kaum auf 100 Jahre zurück.

Bloß Leibrentenverträge waren — entsprechend der bekannten deutschrechtlichen Entwicklung, als deren hauptsächlichste wirtschaftliche Wurzeln sich teils das kanonische Zinsverbot, teils die vielfachen landesgesetzlichen Erbfolgeordnungen insbesondere für bäuerliche Güter bezeichnen lassen — auch in Österreich seit altersher üblich. Diese Leibrentenverträge, deren Abschluß natürlich nicht anstaltsmäßig erfolgte, scheinen auch seit langem den Gegenstand der Aufmerksamkeit der Obrigkeiten gebildet zu haben, indem sie zu Besteuerungszwecken einer Anzeigepflicht unterworfen waren. Den vielfach nach dieser Richtung geäußerten Klagen wurde durch ein mit „Wucherbrieft Interesse Determinierung“ bezeichnetes Patent der Kaiserin Maria Theresia vom 20. September 1768 stattgegeben, in welchem mit mehreren anderen im Gefolge der gesetzlichen Zinstaxfestlegungen eingeräumten Begünstigungen folgendes verlauntbart wurde: „Damit endlich auch wegen der Leibrenten aller Anstand gehoben werde, so erklären wir hiedurch solche, ohne eine bey Gericht zu machen nötige Anzeige und ohne einer Erbsteuer zu unterliegen gültig abgeschlossen werden mögen.“

Die Lebensversicherung im allgemeinen aber, insbesondere die Todesfallversicherung, blieb bis in das dritte Jahrzehnt des 19. Jahrhunderts eine terra incognita, für deren wirtschaftliche Bedeutung nicht nur in der Bevölkerung, sondern auch bei der Staatsverwaltung noch sehr wenig Verständnis zu finden war. Namentlich was die Stellung des Staates zur Lebensversicherung anlangt, besitzen wir in den Beratungsprotokollen zu unserem bürgerlichen Gesetzbuche ein klassisches Zeugnis, das — fast genau ein Jahrhundert alt — den Wandel der Zeiten zu veranschaulichen geeignet ist. § 371 des III. Teiles des Ur-entwurfes (= § 1289 des geltenden Gesetzes) zählt als „gewöhnliche Gegenstände“ des Versicherungsvertrages „Waren, die zu Wasser oder zu Lande verführt werden, aber auch andere Sachen, z. B. Häuser und Grundstücke gegen Feuer, Wasser und andere Gefahren“ auf und wollte hinzufügen, daß „selbst das Leben einer Person insoferne versichert werden kann, als der Verlust, welcher ihr frühzeitiger Tod dem einen verursachen dürfte, von dem anderen ersetzt werden soll“. Gegen die Erwähnung der Lebensversicherung in dem Gesetze wurden jedoch im Schoße der Beratungskommission ernsthafte Bedenken erhoben. So wollte *v. Sonnenfels* — wie nebenbei für den ausländischen Leser bemerkt werden möge, ein allseitig hochgebildeter Mann und einer der wesentlichen Mitschöpfer des dem Kulturniveau der damaligen Zeit in vielen Punkten weit vorausgeeilten bürgerlichen Gesetzes — „den Fall,

daß auch das Leben eines Menschen assekuriert werden könne, weglassen, teils weil, wenn dies unter unter unerlaubten Nebenumständen geschieht, ohnehin die allgemeine Vorschrift, daß alle Gattungen Gefahren versichert werden können, auch diesen Gegenstand in sich faßt, teils weil dieser bisher noch wenig bekannte Fall, wenn seiner das Gesetz nun ausdrücklich erwähnt, gewöhnlicher werden dürfte und doch hie und da als eine Art Unterhaltungserwerb für die rückgelassene Familie zum Selbstmord einladen dürfte. Wenn auch dieser, durch den Nationalcharakter geschützt, noch so wenig zu fürchten wäre, so müßte doch jede Veranlassung zu bekittelnden Auslegungen eines Gesetzes vermieden werden“. Freilich fehlte es auch nicht an gegenteiligen Meinungen, wie denn z. B. der Vize-Präsident der Kommission, Oberstlandrichter *von Haan*, ausführte, daß „die im Gesetze bewilligte Lebensassekuranz in keinem Falle zum Selbstmord einladen würde, indem der Versicherer der rückgelassenen Familie des Selbstmörders nur exceptionem doli einwenden dürfte, um von der Entrichtung des für den natürlichen Tod bedungenen Schadenersatzes befreit zu werden. Der Selbstmörder hätte auf diese Art keinen Gewinn zu hoffen und daher infolge der vorgeäußerten Meinung auch keine Triebfeder zur ohnedies abschreckenden Tat“. Schließlich einigte sich die Kommission dahin, „von der Lebensassekuranz keine Erwähnung zu machen“.

Der Gedanke, daß die Lebensversicherung zur Beförderung unerlaubter Zwecke mißbraucht werden könne, wirkte noch lange nach. So findet sich selbst noch aus dem Jahre 1843 ein unter dem 5. August erlassenes in der Mährischen Provinzial-Gesetzessammlung auf Seite 219 veröffentlichtes Hofkanzlei-Dekret, in welchem den Assekuranz-Gesellschaften die Ausdehnung ihrer Geschäfte auf die Versicherung von Kapitalien für Konstriptionspflichtige im Falle ihrer Berufung zum Militärdienste untersagt wurde. Man besorgte offenbar, daß hierdurch entweder der Militärflucht oder dem Loskaufen Vorschub geleistet werde.

Auch die Rechtsprechung hatte in der ersten Hälfte des 19. Jahrhunderts keine Veranlassung, sich mit der Lebensversicherung zu befassen. So findet sich in einer die oberstgerichtlichen Entscheidungen vom Jahre 1811 bis einschließlich 1857 umfassenden Sammlung kein einziger, eine Rechtsfrage aus dem Gebiete der Lebensversicherung betreffender Fall.

Erst von den Siebziger Jahren an begegnet man allmählich häufigeren Entscheidungen auf diesem Rechtsgebiete; es ist dies die selbstverständliche Folge nicht nur der zunehmenden Verbreitung der Lebensversicherung und der erhöhten Rechtskenntnis im Publikum, sondern

auch der Niederschlag der zunächst auf dem Boden der Wissenschaft gewonnenen Einsicht in die eigentümlichen juristischen und wirtschaftlichen Grundlagen des Lebensversicherungsvertrages.

* * *

Soweit sich von dem Lebensversicherungsbetriebe in den ersten 30—40 Jahren seiner Wirksamkeit (vom Anfang der Dreißiger bis Mitte der Sechziger Jahre) überhaupt ein Bild entwerfen läßt, dürften vielleicht folgende Züge als charakteristisch hervorgehoben werden:

Die technische und wirtschaftliche Überlegenheit, welche dem Großbetriebe des Versicherers naturgemäß gegenüber dem einzelnen Versicherungsnehmer eigen ist, war infolge der mangelnden Vertrantheit des Publikums mit der komplizierten Materie in stärkstem Maße ausgeprägt. Einer ungeheuren Menge von noch unversicherten Personen stand eine geringe Anzahl von Gesellschaften gegenüber¹⁾, deren Konkurrenz daher im Publikum kaum merklich genug fühlbar war, um den kommerziellen Charakter des Betriebes scharf zu betonen. Die Tätigkeit der Vertreter der Gesellschaften war in erster Linie darauf gerichtet, die Erkenntnis von dem Werte der Lebensversicherung im Publikum zu verbreiten, während heute bei der Akquisition nicht die Frage der Zweckmäßigkeit einer Versicherung überhaupt, sondern jene des Vorteiles einer Versicherung bei einer bestimmten Gesellschaft im Vordergrund steht. Kein Wunder, daß in jener ersten Zeit der Charakter der Versicherungsgesellschaft als einer „moralischen Anstalt“ — der altherwürdige Ausdruck für juristische Person — in den Vordergrund trat und dem ganzen Betriebe einen patriarchalischen Charakter verlieh, der natürlich in den Versicherungsbedingungen zum Ausdrucke gelangte und dessen vielfach schon fossile Überreste sich in den Vertragsbestimmungen mancher Gesellschaften bis in die allerneueste Zeit erhalten haben.

Diesem Grundcharakter entspricht es auch, daß sich — wiederum in erster Linie in den ältesten Polizzen — nur sehr wenig rechtlich stringent gefaßte Bestimmungen befinden. Der trockene rechtliche Inhalt des Vertrages beschränkt sich eigentlich — gerade so wie bei einer Sachversicherung — darauf, daß der Versicherungsnehmer die Prämien pünktlich zu bezahlen hat und daß bei Erfüllung diese Bedingung sowie unter der Voraussetzung, daß kein Verwirkungsgrund vorliegt, der Versicherer zur Zahlung der versicherten Leistung nach Eintritt des Versicherungsfalles verpflichtet ist. Alle übrigen Be-

¹⁾ Gründungsjahre der heute noch bestehenden ältesten Lebensversicherungs-Gesellschaften: Assicurazioni Generali: 1831, Riunione Adriatica di Sicurtà: 1838, Janus: 1839, Anker: 1858.

stimmungen, welche heute einen wesentlichen Teil des Vertragsinhaltes ausmachen, das sind — von den Verwirkungsklauseln abgesehen — Vereinbarungen über Wiederinkraftsetzung bei versäumter Prämienzahlung, Rückkauf, Belegung, prämienfreie Polizzen, tragen den Charakter besonderer dem Versicherten gewährter Begünstigungen an sich und sind dementsprechend häufig nur allgemein gefaßt, ohne überhaupt ziffermäßige Ansprüche zu gewährleisten: aber selbst dort, wo eine feste Bemessungsgrundlage vereinbart erscheint, wird in mehr oder minder umständlicher Weise betont, daß die einschlägigen Vertragsbestimmungen besondere dem Versicherten gewährte Begünstigungen oder Vorteile enthalten.¹⁾

Dabei wurden zweifellos — was zur Vermeidung eines Mißverständnisses gleich hervorgehoben werden möge — die Abfindungswerte mitunter sehr hoch vereinbart und, wie aus verschiedenen über die Praxis orientierenden Unterlagen aus jener Zeit hervorgeht, sogar dort, wo strikte Vereinbarungen nicht bestanden, auch in Erfüllung der rein programmatisch in der Polizza gemachten Zusagen zuweilen Austrittsentschädigungen vergütet, welche das nach dem heutigen Stande versicherungstechnischer Erkenntnis zulässige Ausmaß nicht unwesentlich überschreiten.

Die ältesten, dem Verfasser ihrem vollen Inhalte nach vorliegenden Lebensversicherungsverträge stammen aus der ersten Hälfte der Vierziger Jahre. Sie enthalten Bestimmungen über Verwirkung des Versicherungsanspruches unter gänzlichem Verluste der eingezahlten Prämien bei „falscher oder hinterlistiger“ Deklaration, bei Reisen und Aufenthalt in überseeischen Ländern und in der europäischen Türkei (gestattet bloß Reisen in Europa mit Ausschluß der Türkei, Seereisen bis zu 150 italienischen Meilen), im Kriegsfall, bei Ableben durch Selbstmord, bei Zweikampf oder richterlichem Spruch, bei nicht rechtzeitiger Prämienzahlung.

„Wenn der Besitzer einer Polizza eine Prämienrate nach deren Verfallszeit zu zahlen sich erboten würde“ (eine Einzahlungsfrist ist überhaupt nicht festgesetzt), „so wird die Anstalt nach den Umständen und der verflossenen Zeit die billigsten Rücksichten nehmen, insofern die Gesundheit des Versicherten mittlerweile keine nachteilige Änderung erlitten hat.“

Die Anstalt verspricht weiters „zur größeren Bequemlichkeit für Versicherte“:

¹⁾ In einer 1850 erschienenen Besprechung der Versicherungs-Bedingungen der k. k. priv. Wechselseitigen Kapitalien- und Rentenversicherungs-Anstalt wird das grundsätzliche Zugeständnis der Reduktion bei Einstellung der Prämienzahlungen als „menschenfreundlich“ bezeichnet.

- a) „Unter verhältnismäßiger Verminderung der versicherten Summe jene Erleichterung in der Zahlung der ferneren Prämien eintreten zu lassen, die man wünschen sollte, indem sie dabei auch die bereits gezahlten Prämien berücksichtigt“;
- b) daß sie die Polizze nach Verlauf einer gewissen Anzahl Jahre, gegen Bezahlung einer mit dem rechtmäßigen Besitzer derselben übereinzukommenden Summe an sich zurückerlösen oder
- c) auf die Polizze, zahlbar beim Ableben, wann immer angemessene Vorschüsse im Verhältnis des Betrages der eingezahlten Prämien leisten wird.“

Weiters wird — eine bei den verschiedenen Gesellschaften bis in die Siebziger Jahre häufig vorkommende Bestimmung — nach zehnjähriger Prämienzahlung eine Prämienermäßigung, endlich bei lebenslänglichen Todesfallversicherungen, die zum Beitrittsalter von höchstens 50 Jahren abgeschlossen worden waren, nach Erreichung des 85. Lebensjahres Prämienbefreiung und nach Erreichung des 90. Lebensjahres die Auszahlung der Versicherungssumme bei Lebzeiten zugesichert.

Alle Ansprüche aus der Versicherung erlöschen, wenn sie nicht innerhalb einer einjährigen Präklusivfrist geltend gemacht werden. die Entscheidung von Streitigkeiten erfolgt durch ein Schiedsgericht. endlich — gleichfalls eine recht charakteristische Versicherung — „der Versicherte darf bei Strafe der Ungiltigkeit der Polizze keine Schritte gegen das Vermögen der Anstalt unternehmen, bevor nicht die Richtigkeit der ihm schuldigen Zahlung anerkannt wurde“.

Ein in den wesentlichen Punkten ähnlicher Vertragsinhalt findet sich auch in den Polizzen aus den Fünfziger Jahren, nur wird in den verschiedenen Verwirkungsfällen mit dem Erlöschen der Versicherung nicht der Verfall der eingezahlten Prämien verbunden, sondern es werden dem Versicherungsnehmer, beziehungsweise dem Begünstigten Rückerstattungen gewährt; zumeist heißt es in den einschlägigen Bestimmungen, daß „von den eingezahlten Prämien der für die bereits gelaufene Gefahr entfallende Prämienteil abgezogen und der Rest rückvergütet wird (also die Prämienreserve), wobei noch hinzugefügt ist, daß die Rückvergütung in der Regel nicht weniger als ein Drittel der eingezahlten Prämien ausmachen darf. Der gleiche Betrag wird häufig auch bei vorzeitiger Vertragslösung als Rückkaufspreis gewährt. Mitunter begegnen wir auch höheren Abfindungswerten (z. B. bei Selbstmord, Zweikampf, Auflösung der Polizze wegen nicht gestatteter Reisen: drei Viertel der eingezahlten Prämien); selbst für den Fall des freiwilligen Austrittes (Rückkauf) wird in manchen Polizzen die Abgangsentschädigung mit 50% der eingezahlten Prämien (bei reinen Todesfallpolizzen) fixiert.

Eine Gesellschaft gibt sogar bei Annullierung des Versicherungsvertrages wegen falscher Deklaration die halben Prämien zurück.

Im übrigen zeigt sich in den Fünfziger Jahren eine Bereicherung des Vertragsinhaltes durch Bestimmungen über unterjährige Prämien (Abzug der aushaftenden Raten von der Versicherungssumme), über Zession (Genehmigung der Gesellschaft) und Abänderung der Auszahlungsbestimmung. Eine Gesellschaft macht selbst kleine Ansätze zu einer Kriegsversicherung, indem sie — mit Ausschluß der Haftung für den Tod auf dem Schlachtfelde — die Versicherung unentgeltlich wenigstens auf den Fall erstreckt, daß der Versicherte „in Ausübung seiner Berufspflicht bei Verteidigung der Regierung oder Gesetze seinen Tod finden sollte“. — Auch Versicherungen mit Gewinnanteil treten allmählich mehr in den Vordergrund.

Es darf sonach im allgemeinen behauptet werden, daß die ersten Dezennien des Geschäftsbetriebes nebst den bereits geschilderten patriarchalischen Verhältnissen eine im Ganzen und Großen recht freigiebige Praxis charakterisiert, welche allmählich durch das Fortschreiten der Versicherungstechnik und durch Verarbeitung der gewonnenen praktischen Erfahrungen eingeschränkt wurde. Mit der Ausbreitung des Versicherungswesens mehrten sich begreiflicherweise auch die seitens unredlicher Versicherungsnehmer in betrügerischer Absicht abgeschlossenen Verträge, was wieder die natürliche Reaktion nach sich zog, daß die Versicherer sich zu einer strengeren Wahrung ihrer Interessen veranlaßt sahen. Es scheint, daß der in dieser Richtung gewiß notwendige Schutz häufig in erster Linie darin gesucht wurde, daß die frühere, vielleicht allzu liberale Praxis in ihr Gegenteil umschlug; man ging zu rigoröser Vertragsauslegung über, durch welche im Zusammenhalte mit den geschilderten altväterlichen Polizzenbestimmungen alle Versicherten — die unerfahrenen, zum größten Teile redlichen natürlich zu allererst — einem System der Willkür unterworfen würden.

* * *

Dieser Umschwung hielt auch durch die Siebziger und Achtziger Jahre an — eine scheinbar auffallende Tatsache, da man doch annehmen sollte, daß die zahlreichen in dieser Zeit erfolgten Gesellschaftsgründungen und die hiedurch bedingte, sehr bald sogar exzessive Konkurrenz binnen kurzem eine Besserung zugunsten der Versicherungsnehmer hätte hervorbringen müssen.¹⁾

¹⁾ Es zeigt sich eben auch hier, daß bei mangelnder Sach- und Rechtskenntnis im Publikum das „Spiel der freien Kräfte“ allein nicht genügt, um eine Sanierung ungesunder Wirtschaftsverhältnisse herbeizuführen.

Es ist vielleicht gestattet, darauf hinzuweisen, daß diese Tatsache in gewissem Sinne einen Parallelismus zu den etwa 40—50 Jahre früher im englischen Lebensversicherungswesen beobachteten bekannten Erscheinungen darstellt. Hier wie dort zeigt sich im Großen und Ganzen das gleiche Bild: In zügelloser Konkurrenz sieht man Gesellschaften auftauchen und verschwinden, diejenigen, welche eben erst den Versicherungsstock anderer, ihren Betrieb einstellender Unternehmungen aufgenommen haben, finden sich nach wenigen Jahren selbst vor die gleiche Notwendigkeit gestellt; zahlreiche Fusionen, bei welchen der scheinbare Retter aus der Not der Sanierung kaum minder bedürftig ist als der zu rettende, tragen dazu bei, im Publikum Verwirrung und Unruhe zu stiften und die Bildung eines richtigen Urteiles über die Solidität der einzelnen Gesellschaft ungemein zu erschweren. Daß die Versicherten dabei gar oft zu Schaden kamen, versteht sich von selbst. Manchen Versicherten hatte sein Leidensweg durch mehrere Fusionen geführt, bis er nach mitunter nicht unbeträchtlichen Kapitalkürzungen endlich im Rahmen eines absterbenden Portefeuilles, das naturgemäß seitens der übernehmenden Gesellschaft auch nicht mit besonderer Sorgfalt betreut wurde, eine ziemlich kümmerliche Ruhestätte gefunden hat.

Weit empfindlicher aber wirkte noch die strenge Handhabung der Verfallsklausel bei unpünktlicher Prämienzahlung, und es ist bei den geschilderten Vorgängen nicht zu verwundern, daß gar manche Gesellschaft, die in dem Stornogewinn das einzige Mittel der Selbsterhaltung erblicken mußte, es an Strenge in diesem Punkte aber schon gar nicht fehlen ließ.

In der Tat zeigt denn auch eine Betrachtung der Versicherungsbedingungen aus den Siebziger Jahren und der ersten Hälfte der Achtziger Jahre eine sehr präzise Fassung der Verfallsklauseln. Die Prämieineinzahlungsfrist ist meistens mit 30 Tagen (bei monatlicher Zahlung mit 14 Tagen), von der Fälligkeit an, festgesetzt. Wird die Prämie innerhalb dieser Zeit nicht bezahlt, so steht dem Versicherungsnehmer zumeist während weiterer 3 bis 6 Monate das Recht zu, die Wiederherstellung der Versicherung (im Falle günstig lautenden Attestes) oder die Umwandlung in eine beitragsfreie Polizze oder den Rückkauf zu verlangen. Bei fruchtlosem Verstreichen dieser Frist sind alle Rechte erloschen und die eingezahlten Prämien verfallen. Einige wenige Gesellschaften gestehen sogar Rückkauf und Reduktion nur für noch zurecht bestehende Versicherungen zu, bloß ein kleiner Teil stellt dem Versicherten den Rückkaufspreis (zumeist ein Drittel der eingezahlten Prämien oder 75% der Prämienreserve) durch eine längere Zeit, z. B. 3 Jahre zur Verfügung. Die Umwandlung in eine beitragsfreie Polizze ohne Beschränkung auf eine Anspruchs-

frist (automatische Reduktion) wird seitens mancher Gesellschaften für Erlebensversicherungen zugestanden.

Andererseits lassen sich in den Bedingungen namentlich der großen lebensfähigen Gesellschaften auch mancherlei bedeutende Fortschritte konstatieren. Die Beschränkungen, betreffend Reisen und Aufenthalt in außereuropäischen Ländern, wurden wesentlich gemildert, indem man die Gültigkeit der Versicherung auch auf Reisen und Aufenthalt nach, beziehungsweise in allen Häfen des mittelländischen Meeres und nach außereuropäischen Häfen in der gemäßigten Zone (häufig 33. bis 60. oder 38. bis 53. Breitengrad) erstreckte: weiters enthalten manche Polizen ausführliche Bestimmungen über gestattete Berufsänderungen, den Einschluß des Duellrisiko nach einer gewissen Karenzfrist sowie die Verpflichtung zur Zahlung der Versicherungssumme im Selbstmordfalle, sofern nachgewiesen wird, daß der Selbstmord in zurechnungsunfähigem Zustande verübt wurde. (Mitunter wird auch das Selbstmordrisiko nach Ablauf von drei- oder fünfjähriger Versicherungsdauer bis zu einer festgesetzten Höchstsumme bedingungslos eingeschlossen.) Endlich finden sich Bestimmungen über Kriegsversicherung (häufig derart, daß eine gewisse laufende Kriegsprämie während der Dauer der Wehrpflicht eingehoben, jedoch dem Versicherungsnehmer der Anspruch auf Rückerstattung dieser Prämie für den Fall gewahrt wird, daß er während der Dauer der Wehrpflicht keiner Kriegsgefahr ausgesetzt war). Manche Gesellschaften übernehmen — gleichfalls nur bis zu einer gewissen Versicherungssumme — das Kriegsrisiko unentgeltlich in dem Falle, wenn der Versicherte lediglich in Erfüllung seiner gesetzlichen Wehrpflicht Kriegsdienste leistet, in einer geringeren Charge als in der eines Subalternoffiziers steht und die Polizze durch mindestens 3 oder 5 Jahre in Kraft gestanden ist.

Alle diese Bestimmungen, neben welchen auch noch die Unterwerfung für alle aus dem Vertrage resultierende Streitigkeiten unter die ordentliche Gerichtsbarkeit, Vereinbarungen über Amortisation oder Ungültigkeit verlorener Polizen und Vorschriften für den Fall, daß der Begünstigte den Eintritt des Versicherungsfalles direkt oder indirekt herbeiführt oder beschleunigt, hervorzuheben sind, geben Zeugnis von einer bedeutenden Vervollkommenung der technischen Grundlagen der Lebensversicherung und von einem schrittweisen Übergange zu einem modernen, den ursprünglichen patriarchalischen Charakter abstreifenden Vertragsrechte.

Eine nachhaltige Förderung erfuhren diese Tendenzen durch die gründlichen Untersuchungen, welche das Wesen des Versicherungsvertrages — und speziell auch die rechtliche Natur der Lebensversicherung — seitens der deutschen und österreichischen Rechtswissenschaft erfahren haben. Den unmittelbaren Anstoß hiezu dürften die in einer Reihe von Staaten gegen Ende der Siebziger Jahre in Angriff genommenen und anfangs der Achtziger Jahre beendeten Kodifikationen des Handelsrechtes (Holland, Belgien, Italien, Ungarn) und des Obligationsrechtes (Schweiz) gegeben war, sich mit der Frage einer Kodifikation des privaten Versicherungsrechtes zu befassen. In Österreich muß man hiebei an erster Stelle eines unserer scharfsinnigsten und warmfühlendsten Juristen gedenken, des begeisterten Vorkämpfers der modernen sozialen Rechtslehre, welche die romanistische Fiktion der absoluten Willensfreiheit mit den Bedürfnissen des realen Wirtschaftslebens und der gesellschaftlichen Machtverhältnisse in Einklang zu bringen bestrebt ist — des vor wenigen Jahren verstorbenen langjährigen Präsidenten des Obersten Gerichtshofes, *Dr. Emil Steinbach*. Für die Frage, die den Gegenstand der vorliegenden Arbeit bildet, kommen vor allem *Steinbachs* im Jahre 1883 erschienene Schrift „Die Stellung der Versicherung im Privatrecht“ und sein im VI. Bande des *Ehrenzweigschen* Assekuranz-Jahrbuches erschienener Aufsatz „Zur Frage der gesetzlichen Regelung des Versicherungsvertrages“ in Betracht. Von der Konstatierung ausgehend, daß die grundsätzliche Schwierigkeit für die Kodifikation des Versicherungsvertragsrechtes die Verschiedenheit der Machtverhältnisse zwischen den beiden am Versicherungsvertrage beteiligten Parteien sei, führt *Dr. Steinbach* in diesen Schriften aus, daß die Versicherungsbedingungen sich tatsächlich nicht als das Resultat einer faktischen Willenseinigung, sondern als ein Diktat des Versicherers darstellen, dem der Versicherungsnehmer sich zu beugen genötigt ist. Die Versicherungsbedingungen enthalten zahlreiche für den Versicherungsnehmer harte und drückende Bestimmungen. Der Einwand, daß diese Härten nur zum Schutze des Versicherers gegen den unredlichen Versicherungsnehmer dienen, in allen übrigen Fällen aber durch die Praxis der Gesellschaften gemildert werden, könne nicht befriedigen, denn es sei eine Anomalie, daß bei einem Vertrage die Coullance des einen Vertragsteiles gewissermaßen einen supponierten, wesentlichen Bestandteil des Vertragsinhaltes bilde. Überdies werde es wahrscheinlich immer einzelne Versicherer geben, welche ihre Macht mißbrauchen — eine Gefahr, die gerade in Österreich um so bedenklicher erscheine, als unser Publikum dem Volkscharakter entsprechend, in

der Übernahme von Verbindlichkeiten auf lange Zeit hinaus überaus sorglos sei. Es wäre daher dringend zu wünschen, daß die Versicherer selbst ihre Versicherungsbedingungen im Sinne der Billigkeit modifizieren und dadurch der Kodifikation des Versicherungsvertragsrechtes vorbauen, dessen vornehmste Aufgabe es sein werde, die Machtsphäre der beiden Kontrahenten durch zwingende Bestimmungen in das richtige Verhältnis zu bringen. Speziell für die Lebensversicherung fordert *Steinbach* — anknüpfend an *Predöhl's* scharfsinnige Untersuchungen über die wirtschaftliche Doppelnatur des Versicherungsvertrages — neben der Ausbildung des Verschuldensprinzipes die Berücksichtigung des Sparelements der Lebensversicherung durch entsprechende Unverfallbarkeitsbestimmungen.

Daß die gleiche Tendenz der Modernisierung des Versicherungsvertragsrechtes auch den Gegenstand warmer Fürsorge seitens der maßgebenden Leiter österreichischer Versicherungsgesellschaften bildete, beweist eine im IV. Jahrgange des *Ehrenzweig'schen* Assekuranz-Jahrbuches (1888) — unter dem gleichen Titel wie die *Steinbach'sche* Schrift und mit Bezug auf die letztere — erschienene Abhandlung eines der heutigen Führer der österreichischen Assekuranz, dessen Name allen Lesern der Kongreßschriften wohl bekannt ist. Es ist der Vize-Präsident unseres Kongresses, Herr *Dr. J. Klang*. In dieser Abhandlung, welche sich ex professo ausdrücklich vor allem mit den grundlegenden Fragen des Vertragsrechtes der Feuerversicherung beschäftigt, wird gleichfalls, unter Hinweis auf die seitens des Autors als Referenten des damaligen österreichischen Fachvereines geleisteten einschlägigen Vorarbeiten — die Notwendigkeit der Schaffung eines Versicherungsvertragsgesetzes als im eminenten, gemeinsamen Interesse der Versicherungsnehmer und Versicherer gelegen bezeichnet. Der Autor führt aus, daß das Fehlen eines solchen Gesetzes vor allem der in Österreich damals im Zusammenhange mit der Gründung von Landesversicherungsanstalten in Szene gesetzten läßlichen Agitation gegen die privaten Versicherungsunternehmungen Vorschub geleistet hat. Allein es müsse überdies im Sinne der *Steinbach'schen* Ausführungen tatsächlich zugegeben werden, daß gerade „die Notwendigkeit, in vielen Fällen von der Strenge der Versicherungsbedingungen nicht jenen Gebrauch zu machen, denn eine rigorose Auslegung ihres Inhaltes ermöglichen würde, den besten Beweis gegen die Zulässigkeit des bestehenden Systems der Versicherungsbedingungen bilde. Begreiflich müsse dem objektiven Beurteiler auch der ablehnende Standpunkt der Rechtsprechung einem Vertragsrechte gegenüber erscheinen, welches den Versicherungsunternehmungen die allerdings unerläßliche Garantie gegen Benachteiligungen seitens der Versicherten

nur dadurch zu gewähren weiß, daß es diese einer fast unbegrenzten Übermacht der ersteren unterwirft, und es könne unter solchen Umständen kaum überraschen, daß sie dem einen Extrem ein anderes nicht immer zu billigendes entgegensetzt und dem geltenden Vertragsrechte nur allzu häufig eine Auslegung geben zu sollen meint, welche selbst mit der — coulanten — Auffassung der Versicherer in krassem Widerspruche sich befindet“. Auch das Publikum behauptet — wenn auch in vorgefaßter Meinung — daß die Coullance dem mit reicheren Mitteln zur Erkämpfung seines wirklichen oder vermeintlichen Rechtes ausgestatteten Versicherten ein auffallend größeres Entgegenkommen zu beweisen liebt, als dem zur Prozeßführung nicht genügend bemittelten Anspruchsteller, das Publikum seinerseits will mit einem Zustande nicht zufrieden sein, welcher ihm für seine wichtigsten Lebensinteressen keinen wirksameren Schutz zu bieten scheint, als das „loyale Ermessen“ und den im besten Falle durch den sanften Zwang des konkurrierenden Wettbewerbes gefügiger zu machenden „guten Willen“ eines Kompassizenten.

Man wird zugeben müssen, daß in dieser Abhandlung, welche speziell für die Lebensversicherung noch die Notwendigkeit eines Fortschrittes auf dem wichtigen und damals infolge drohender internationaler Verwicklungen aktuellen Gebiete der Kriegsversicherung warm postuliert, die Begründung der in den allerletzten Jahren der parlamentarischen Behandlung vorgelegten Gesetzentwürfe zum allergrößten Teile vorweggenommen erscheint.¹⁾

* * *

Es beginnt denn auch mit den Neunziger Jahren eine Ära ständiger Verbesserungen der Versicherungsbedingungen, begünstigt zweifellos auch dadurch, daß seit dem Jahre 1880 eine fachmännische Staatsaufsicht über die Versicherungs-Gesellschaften in Österreich funktioniert. Die Grundlage dieser Aufsicht bildete die Verordnung der Ministerien des Innern, der Justiz, der Finanzen und des Handels vom 18. August 1880, Nr. 10 R.-G.-Bl., an deren Stelle später durch die Verordnung der gleichen Ministerien vom 5. März 1896, R.-G.-Bl. Nr. 31, ein neues erweitertes Regulativ getreten ist, das auch heute noch in Geltung steht.

Das alte wie das neue Regulativ verfügt, daß die allgemeinen Versicherungsbedingungen der staatlichen Genehmigung bedürfen. Nach

¹⁾ Wie anders lautet beispielsweise die bei *Steinbach* a. a. O., S. 5, zitierte Einwendung der schweizerischen Versicherungsgesellschaften gegen die geplante Aufnahme versicherungsrechtlicher Bestimmungen in den Entwurf des Obligationsrechtes!

beiden Verordnungen haben die allgemeinen Versicherungsbedingungen Bestimmungen über folgende Punkte zu enthalten:

1. Über die Gefahren, gegen welche Versicherung geleistet wird, beziehungsweise über die Ereignisse, bei deren Eintritt die Gesellschaft eine Zahlung zu leisten sich verpflichtet;

2. über die Feststellung und Leistung des vom Versicherungsnehmer an die Gesellschaft zu entrichtenden Entgeltes;

3. über die Bedingungen und den Zeitpunkt des Eintrittes der Haftung der Gesellschaft;

4. über die Bedingungen und den Zeitpunkt des Wegfalles der Haftung der Gesellschaft, wie unrichtige Angaben im Antrage, Änderung während der Vertragsdauer, Nichterfüllung der Verbindlichkeiten des Versicherungsnehmers oder Versicherten;

5. über die Feststellung des Umfanges und der Art der der Gesellschaft bei Eintritt des Versicherungsfalles obliegenden Leistung sowie der Zeit der Erfüllung.

6. Über die gänzliche oder teilweise Aufhebung des Versicherungsvertrages und die Verpflichtung der Gesellschaft im Falle einer solchen Aufhebung (Storni, Rückkauf u. dgl.);

7. über das Verfahren im Falle von Streitigkeiten aus dem Vertrage;

8. über die Verjährung der Rechte aus dem Versicherungsvertrage.

Während jedoch das Regulativ vom Jahre 1880 sich lediglich darauf beschränkt, diese in den Versicherungsbedingungen zu regeln, Punkte hervorzuheben, geht die Verordnung vom Jahre 1896 bedeutend weiter, indem sie im § 12 — in Ausführung des vorstehenden Punktes 6 — speziell für die Lebensversicherung feststellt, daß die Versicherungsbedingungen den folgenden Grundsätzen zu entsprechen haben:

1. Polizzen, welche mindestens 3 Jahre in Kraft sind (ausgenommen temporäre Versicherungen), dürfen wegen Einstellung der Prämienzahlung nicht ohne Entgelt storniert werden.

2. Das Entgelt hat nach Wahl des Versicherten entweder in der Gewährung der Rückkaufssumme oder in der Ausstellung einer prämienfreien Polizza mit reduzierter Versicherungssumme, beziehungsweise Rente zu bestehen. Doch ist es zulässig, daß eine Versicherungsanstalt den Rückkauf hinsichtlich aller oder einzelner Versicherungskombinationen prinzipiell ausschließt.

2. Die Rückkaufssumme ist entweder für die ganze Versicherungsdauer gleichbleibend mit $\frac{3}{4}$ der Prämienreserve oder nach einer

steigenden Skala, beginnend mit mindestens 60% der Prämienreserve festzusetzen.

4. Die reduzierte Versicherungssumme, beziehungsweise Rente ist unter Zugrundelegung der vollen, auf die Versicherung entfallenden Prämienreserve (wobei freilich die Anrechnung eines Zuschlages zur einmaligen Prämie gestattet ist) oder — bei gemischten Versicherungen — proportional nach der abgelaufenen Versicherungsdauer zu berechnen.

5. Für den Rückkauf von Polizzen ist eine bestimmte Frist vorgesehen.

6. Ist zu bestimmen, unter welchen Bedingungen und in welchen Fristen die Reaktivierung einer wegen Einstellung der Prämienzahlung erloschenen Versicherung zugestanden wird.

Rückkaufs- und Bekehrungswerte sind in der Police, beginnend für eine Dauer von 3 Jahren und dann für Zeitabschnitte von wenigstens 5 zu 5 Jahren, ziffernmäßig anzugeben.¹⁾

Durch die erwähnten Regulative wurden jedoch nicht etwa die in Geltung stehenden Bedingungen einer sofortigen Revision unterworfen, die angeführten Grundsätze haben für die Aufsichtsbehörde lediglich als Richtschnur bei der Genehmigung der Bedingungen neu gegründeter Gesellschaften oder bei Änderungen bisheriger Versicherungsbedingungen zu gelten. Es haben sich daher diese Grundsätze in der Praxis nur allmählich durchgesetzt.

Aus den Bedingungen, welche bei den verschiedenen Gesellschaften im Laufe der neunziger Jahre oder um die Wende des Jahrhunderts in Kraft gesetzt wurden und zum großen Teile auch heute noch gelten, läßt sich angesichts sehr weitgehender Verschiedenheiten, welche in fast allen Punkten bestehen, nur sehr schwer ein halbwegs richtiges Gesamtbild ableiten. Die Bedingungen sind zumeist sehr umfangreich und inhaltlich im allgemeinen recht präzise gefaßt. Zum großen Teile fällt — im Vergleiche z. B. mit französischen und englischen Bedingungen — neben der Länge und oft Unübersichtlichkeit ein sehr bedauerlicher Mangel an volkstümlicher Ausdrucksweise auf.

¹⁾ Seit längerem wird in Österreich ein Gesetz, betreffend die Versicherungsanstalten, vorbereitet. Im April 1905 wurde ein Vorentwurf zunächst den Interessentenkreisen zur Begutachtung zugänglich gemacht. Auch dieses Gesetz zählt die Punkte, welche durch die Versicherungsbedingungen zu regeln sein werden, ähnlich den bisherigen Bestimmungen auf (speziell für die Lebensversicherung wird noch ein weiterer Punkt, nämlich die Polizzenbekehrung, hervorgehoben); von der Feststellung allgemeiner Grundsätze, wie sie in dem Regulativ vom Jahre 1896 enthalten sind, wurde offenbar im Hinblick auf die geplante Beibehaltung des Konzessionssystems abgesehen.

Im nachfolgenden sollen die wichtigsten Punkte kurz zusammengefaßt werden:¹⁾

a) *Beginn der Haftung der Gesellschaft.* Bei den meisten Gesellschaften mit der Zahlung der ersten Prämie. Manche fügen die Einschränkung bei, daß der Versicherungsvertrag ungültig ist, wenn sich der Gesundheitszustand der zu versichernden Person zwischen Annahme des Antrages und Prämienzahlung ungünstig geändert hat.

b) *Verpflichtung zur Prämienzahlung.* Der Antragsteller ist nach den Bedingungen der meisten Gesellschaften zur Zahlung der ersten Jahresprämie verpflichtet. Macht die Gesellschaft ihre Prämienforderung durch Klage geltend, so hat sie vom Zeitpunkte der Klageanstellung die Haftung zu tragen: im gegenteiligen Falle ist die Versicherung erloschen.

c) *Zahlung der Prämie in unterjährigen (d. h. kleineren als ganzjährigen) Raten.* Die Zuschläge zur Jahresprämie betragen bei halbjähriger Zahlung meist 2 $\frac{1}{2}$ %, bei vierteljähriger Zahlung 3 bis 4%, bei monatlicher Zahlung 5 bis 6%. Die meisten Gesellschaften behalten sich das Recht vor, bei Eintritt ihrer Zahlungspflicht (Sterbefall, Rückkauf) die unberichtigten Raten der laufenden Jahresprämie einzubeheben.

d) *Prämienzahlungsfrist, Wiederherstellung außer Kraft getretener Polizzen.* Einzahlungsfrist meist 30 Tage (bei monatlicher Zahlung 14 Tage). Die meisten Gesellschaften räumen dem Versicherten das Recht ein, eine mangels Prämienzahlung außer Kraft getretene Polizza innerhalb einer gewissen Frist (gewöhnlich 3. bei manchen Gesellschaften 6 Monate) ohne neue ärztliche Untersuchung gegen Nachzahlung des Rückstandes samt Zinsen und einer kleinen Reaktivierungsgebühr wiederherzustellen.

An dieser Stelle sei auch bemerkt, daß die meisten Gesellschaften die Prämienzahlung als Bringschuld deklarieren und ausdrücklich fest-

¹⁾ Eine ausführliche Darstellung erscheint schon deshalb nicht notwendig, weil bereits seit einer Reihe von Jahren ein praktisches Nachschlagebuch besteht, in welchem auf Grund der seitens der einzelnen Gesellschaften gelieferten Daten die Versicherungsbedingungen der in Österreich-Ungarn operierenden Lebensversicherungs-Gesellschaften in vergleichender Übersicht zusammengestellt erscheinen. Diese Publikation (in der letzten Zeit herausgegeben von Herrn Franz Kronbourg, Bureauvorstand des Ersten Allg. Beamten-Vereines der österr.-ung. Monarchie in Wien) ist im Jahre 1909 in einer neuen, die derzeit geltenden Versicherungsbedingungen enthaltenden Auflage erschienen, in welcher auch auf die korrespondierenden Bestimmungen des gegenwärtig in parlamentarischer Behandlung stehenden Gesetzentwurfes über den Versicherungsvertrag kurz hingewiesen wurde.

stellen, daß selbst regelmäßiges Inkasso kein Präjudiz für die Zukunft bildet. Den einschlägigen Bestimmungen der Versicherungsbedingungen wird jedoch in neuerer Zeit seitens der Judikatur die Anerkennung versagt.

e) *Unverfallbarkeit*. Der Grundsatz, daß nach mindestens dreijährigem Bestande keine Polizze ohne Entgelt storniert werden darf, ist seitens der meisten Gesellschaften vollständig durchgeführt, derart, daß bei unterlassener Prämienzahlung die Reduktion der Versicherung (Umwandlung in eine beitragsfreie Polizze) auch ohne Antrag des Versicherungsnehmers vorgenommen wird. Einzelne Gesellschaften gestehen jedoch nach Ablauf einer bestimmten Frist — meist bei belehnten Polizzen — nur mehr den Rückkauf zu.

f) *Reduktionswert*. Die Berechnung erfolgt zumeist im Sinne des Regulativs vom Jahre 1896. Einzelne Gesellschaften stellen es dem Versicherungsnehmer anheim, anstatt der Reduktion der Versicherungssumme sich für die sogenannte automatische Versicherungsverlängerung (Umwandlung in eine temporäre Versicherung oder Stundung der Prämien bis zur Erschöpfung des Rückkaufswertes) zu entscheiden.

g) *Rückkauf*. Rückkaufspreis meist 75% der Prämienreserve. Bei manchen Gesellschaften steigende Skala von 60 bis 90%, mitunter auch bis 100%. Bei gemischten Versicherungen zuweilen diskontierter Reduktionswert als Rückkauf.

h) *Polizzendarlehen*. Bis zur Höhe des Rückkaufspreises. Zinsen meist $4\frac{1}{2}$ bis 6%. Die in manchen Polizzen vorkommende Bestimmung, daß die unterlassene Zinsenzahlung den Verfall der Versicherung nach sich zieht, ist gemäß § 1371 a. b. G. B. ungültig.

i) *Unrichtige Deklaration*. Unrichtige Angaben oder Verschweigung wesentlicher Umstände ist Verwirkungsgrund; nach dreijährigem Bestande Anfechtung meist nur für den Fall arglistiger Unrichtigkeiten und Verschweigungen vorbehalten (ohne Rücksicht darauf, ob die verschwiegenen Umstände den Eintritt des Versicherungsfalles beeinflußt haben; anders Gesetzentwurf über Versicherungsvertrag).

j) *Berufsänderung*. Seitens der meisten Gesellschaften freigegeben. Manche Gesellschaften behalten sich Kündigungsrecht für den Fall des Übertrittes zu bestimmten, in der Polizze angegebenen Berufen vor. Abgangsentschädigung zumeist Rückkaufspreis.

k) *Reisen*. Die meisten Gesellschaften haben Weltpolizzen (teilweise mit 1- bis 3jähriger Karenz).

l) *Selbstmord*. Die Haftung der meisten Gesellschaften erstreckt sich nach 3—5jährigem Bestande auch auf das Selbstmordrisiko (gleich-

viel ob der Selbstmord in zurechnungsfähigem oder zurechnungsunfähigem Zustande erfolgte). Bei Selbstmord während der Karenz Prämienreserve. Einige Gesellschaften bezahlen auch während der Karenzzeit die volle Versicherungssumme, wenn der Selbstmord in zurechnungsunfähigem Zustande verübt wurde.

m) *Duell*, wie bei Selbstmord, 3—5 jährige Karenz.

n) *Kriegsversicherung*. Bei den meisten Gesellschaften ist das Entgelt für das Kriegsrisiko der gesetzlich Wehr- und Landsturmpflichtigen in die Tarifprämie eingeschlossen. (Beschränkung auf einen gewissen Höchstbetrag meist 10.000—30.000 K). Manche übernehmen die Kriegsgefahr erst nach einer kurzen Karenz (6 Monate bis 1 Jahr), eventuell wird auch für gesetzlich Wehrpflichtige eine kleine Zusatzprämie verlangt. Berufsmilitärs haben, sofern nicht bereits bei Versicherungsabschluß eine laufende Zusatzprämie (3—5% der Tarifprämie) bedungen wurde, für den Einschluß des Kriegsrisikos Extraprämien zu bezahlen.¹⁾

Schließlich sei noch darauf hingewiesen, daß seitens des Österreichisch-Ungarischen Verbandes der Privat-Versicherungsanstalten auf Grund einer im Juli 1902 gefaßten Resolution ein Entwurf allgemeiner Vertragsbestimmungen für Versicherungen auf den Todesfall, für Versicherungen auf den Erlebensfall und für gemischte Versicherungen festgestellt und in den Verbandssitzungen vom 7., 9. und 31. Mai 1904 genehmigt wurde. Diese Bedingungen, welche in vielen Punkten ansehnliche, weitere Fortschritte enthalten, sind in den Mitteilungen des Verbandes (Band 1, neue Folge, S. 43—50) veröffentlicht. Sie wurden seitens der beteiligten Gesellschaften bisher noch nicht in den Betrieb eingeführt, da im Sinne der zitierten Resolution aus dem Jahre 1903 ihre Aktivierung gleichzeitig mit der Durchführung anderer, die Wahl einheitlicher Rechnungsgrundlagen betreffender Maßnahmen hätte erfolgen sollen.

Im Hinblick auf das bevorstehende Inkrafttreten des Versicherungsvertragsgesetzes wird dieser Entwurf, der sich trotz seiner Ausführlichkeit durch eine klare Darstellung und mustergültige Sprache auszeichnet, einer Umarbeitung zu unterziehen sein. Hierbei entsteht in erster Linie die eminent wichtige Aufgabe, durch *vollständig gefaßte, allgemein verständliche* Versicherungsbedingungen eine Popu-

¹⁾ Von einer Besprechung der Bestimmungen über Gewinnbeteiligung wurde abgesehen, da das mit einer solchen Besprechung notwendig verbundene Eingehen auf die Gewinnverteilungssysteme im Rahmen der gegenwärtigen Arbeit kaum möglich erscheint.

larisierung des neuen Vertragsrechtes herbeizuführen. Die annähernde Wiedergabe der gesetzlichen Bestimmungen in den Polizzenbedingungen wäre kaum geeignet, dieses Ziel zu erreichen; durch eine glückliche Lösung dieser schwierigen Aufgabe würden sich die Versicherungsgesellschaften ein hervorragendes Verdienst um die Hebung des Verständnisses für das Versicherungswesen, zugleich die wichtigste Wurzel ihrer eigenen Entwicklung, erwerben.

IX c.

Die Haftungsverbindlichkeiten der Mitglieder einer wechselseitigen Versicherungsgesellschaft nach dem gegenwärtigen Stande der österreichischen Gesetzgebung.

Von Dr. Wilhelm Berliner, Wien.

Die gesetzliche Grundlage für die Errichtung und Beaufsichtigung von Versicherungsanstalten in Österreich bilden derzeit die Vorschriften des Vereinsgesetzes vom 26. November 1852, R.-G.-Bl. Nr. 253 und die auf Grund dieses Gesetzes erlassene Verordnung der Ministerien des Innern, der Justiz, des Handels und der Finanzen vom 5. März 1896, R.-G.-Bl. Nr. 31 (Versicherungsregulativ).

Der Entwurf eines Gesetzes, betreffend die Versicherungsanstalten, welcher die letztgenannte Verordnung zu ersetzen bestimmt ist, befindet sich seit einer Reihe von Jahren im Stadium der Vorbereitung.

Im April 1905 wurde ein Vorentwurf (im folgenden kurz „Entwurf“ genannt) nebst Begründung den Interessentenkreisen zur Begutachtung zugänglich gemacht.¹⁾

In der vorliegenden Arbeit sollen die Bestimmungen sowohl des Versicherungsregulativs als des Entwurfes in Bezug auf gegenseitige Versicherungsanstalten, namentlich insoweit sie für die Frage der

¹⁾ Der Österreichisch-Ungarische Verband der Privatversicherungsanstalten hat, nachdem mehrere Gruppen von Bestimmungen des „Entwurfes“, darunter auch die für das gegenwärtige Thema in Betracht kommenden „Vorschriften über Verlusthaftung und Überschußverteilung bei der Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit“ zum Gegenstande von besonderen Erörterungen innerhalb des Verbandes gemacht worden waren (vergl. Verbandsmitteilungen, Neue Folge, II. Band, 2. Heft), im Oktober 1906 Abänderungsvorschläge zu dem genannten Entwurfe verfaßt. Was speziell die Bestimmungen des Entwurfes über Versicherungsanstalten auf Gegenseitigkeit anlangt, so bezwecken die Vorschläge des Verbandes mit Ausnahme von zwei, im folgenden noch kurz zu erwähnenden Bestimmungen — nur kleinere, meist auf eine präzisere Fassung gerichtete Abänderungen.

Haftungsverbindlichkeit der Mitglieder solcher Anstalten in Betracht kommen, kurz dargestellt werden.

I. Die Verordnung vom 5. März 1896.

(§§ 1, 2, 4, 10, Abs. 1, 13, 21, 22.)

Zur Errichtung von Gegenseitigkeitsanstalten ist — ebenso wie für Versicherungs-Aktiengesellschaften — staatliche Bewilligung erforderlich (§ 2, Abs. 1).

Die Grundlage des Geschäftsbetriebes bilden „der Gründungsfonds und die gemeinsame Haftung der Vereinsmitglieder“ (§ 2, Abs. 2).

a) Die Bareinzahlung eines entsprechenden Gründungsfonds ist Voraussetzung für die Errichtungsbewilligung (Ausnahme: kleinere lokale Vereine, § 45). Die Höhe des Gründungsfonds ist dem voraussichtlichen Geschäftsumgange entsprechend festzusetzen; bei Lebensversicherungsanstalten hat er mindestens 20.000 fl. (= 40.000 K) zu betragen. Eine Verzinsung und Rückzahlung kann nur aus den Überschüssen, die Rückzahlung überdies nur nach Maßgabe der Bildung des Gewinnreservefonds erfolgen, so daß nach Rückzahlung des Gründungsfonds eine Garantiereserve in dessen ursprünglicher Höhe (außer der rechnungsmäßigen Prämienreserve) vorhanden sein muß (§ 4, Abs. 1).

Bei Lebensversicherungs-Gesellschaften ist überdies der Geschäftsbeginn an eine bestimmte Minimalsumme von abgeschlossenen Versicherungen zu knüpfen (§ 4, Abs. 2).

b) Die Statuten, welche die allgemeinen Versicherungsbedingungen zu enthalten haben (§ 10, Abs. 2) und behördlicher Genehmigung unterliegen, müssen in Bezug auf den Umfang der Mitgliederhaftung und deren Geltendmachung folgende Punkte regeln (§ 2, Abs. 3):

1. Welche Verhältnisse eintreten müssen, damit die Haftung der Mitglieder in Anspruch genommen werden kann;

2. in welcher Weise ein eingetretener Verlust zu decken ist (beschränkte oder unbeschränkte Nachschußzahlung, dauernde Erhöhung der Versicherungsprämien, Herabsetzung der versicherten Leistungen, Kürzung der liquiden Rentenansprüche);

3. nach welchen Grundsätzen der eingetretene Verlust zu repartieren ist, und zwar unter entsprechender Berücksichtigung der einzelnen Hauptversicherungsgattungen;

4. unter welchen Voraussetzungen und innerhalb welcher Dauer die Haftung ausgeschiedener Mitglieder einzutreten hat.

In etwas ausführlicherer Weise spricht sich das Versicherungsregulativ über die Grundsätze für die Gewinnbeteiligung aus (§ 13).

Neben der allgemeinen Bestimmung, daß unklare und schwer kontrollierbare Gewinnverteilungssysteme nicht zuzulassen sind (Abs.

1 u. 2. Z. 1). wird jährliche Verrechnung der zur Verteilung gelangenden Gewinne gefordert (gleichviel ob sie bar ausbezahlt oder zur Erhöhung der versicherten Ansprüche, eventuell zur Verminderung der künftigen Prämien verwendet werden. § 2. al. 3).

Gewinnansammlungssysteme sind nur mit Ausschüttungsperioden von höchstens 5 Jahren zulässig (§ 2, al. 2. Z. 4).

Hinsichtlich der Aufteilung der Gewinne auf die einzelnen Versicherungen ist bloß festgestellt, daß bei wechselseitigen Versicherungsanstalten alle Versicherten gewinnanspruchsberechtigt sein müssen (§ 2, al. 2. Z. 2).

Die Verteilung eines Überschusses darf erst nach gänzlicher Amortisation der mit der Begründung der Gesellschaft verbundenen Organisationskosten und der Abschlußprovisionen erfolgen. (Amortisationsdauer für Organisationskosten 5 Jahre nach Begründung, für die in den ersten 10 Jahren verausgabten Abschlußkosten höchstens 10 Jahre nach faktischer Auszahlung. Die nach 10jährigem Bestande der Gesellschaft verausgabten Abschlußprovisionen dürfen überhaupt nicht vorgetragen werden.)

Der Überschuß kann erst dann zur Gänze zur Verteilung gelangen, wenn der Gründungsfond rückgezahlt ist (§§ 21. 22).

Wie sich aus dem Vorstehenden ergibt, beschränkt sich das Assekuranzregulativ — neben der Feststellung des Konzessionsystems — im Wesentlichen auf die Aufzählung der in den Statuten zu regelnden Punkte. Über die inhaltliche Normierung bestimmt das Regulativ nichts; im Einzelfalle hat die Aufsichtsbehörde bei Prüfung der Statuten nach freiem Ermessen zu entscheiden. Eine gesetzliche Schranke für dieses Ermessen besteht nicht.

II. Der Entwurf eines Gesetzes über die Versicherungsanstalten.

(§§ 4, 23—57, 83. 93, 115, 117.)

Im Gegensatze zum Assekuranzregulativ enthält der Gesetzentwurf, dem in vieler Hinsicht das deutsche Reichsgesetz über die privaten Versicherungsunternehmungen vom 12. Mai 1901 zum Vorbilde diente, ausführliche materielle Bestimmungen über Versicherungsgesellschaften auf Gegenseitigkeit.

A. Die rechtliche Natur der Versicherungsanstalten auf Gegenseitigkeit.

Bekanntlich war die Frage nach der rechtlichen Natur der Gegenseitigkeitsgesellschaften seit langem viel umstritten. Die Entwicklung drängte von der ursprünglichen Auffassung, die in diesen Gesellschaften

reine Sozietäten erblickte, auf dem Umwege über den Korporationsbegriff zu ihrer Anerkennung als juristische Personen.

Analog dem deutschen Pensions-Versicherungsgesetze ist auch im österreichischen Entwurfe die Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit zweifellos als juristische Person gedacht. Dies ergibt sich vor allem aus § 44 des Entwurfes (fast wörtlich gleichlautend mit § 213 H. G. B. über die rechtliche Natur der Aktiengesellschaften).

„Eine Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit als solche hat selbständig ihre Rechte und Pflichten.

Sie kann Eigentum und andere dringliche Rechte an Grundstücken erwerben, sie kann vor Gerichten klagen und verklagt werden“ (§ 44. Abs. 1 und 2).

Die Anstalt erwirbt die Rechtspersönlichkeit durch die behördliche Genehmigung und die Eintragung in das Handelsregister (§ 42).

Im Zusammenhange mit den angeführten Bestimmungen wäre noch zu erwähnen, daß durch das bevorstehende Gesetz über den Versicherungsvertrag auch in privatrechtlicher Beziehung eine gewisse Annäherung zwischen Versicherungsaktiengesellschaften und Versicherungstalten auf Gegenseitigkeit herbeigeführt werden soll. § 158 der Regierungsvorlage zu diesem Gesetze (zurzeit in parlamentarischer Beratung vor dem Herrenhause) dehnt die (subsidiäre) Geltung der handelsgesetzlichen Vorschriften gleichmäßig auf alle Versicherungsverträge aus, während bisher für die von wechselseitigen Gesellschaften abgeschlossenen Verträge nicht die Normen des Handelsrechtes, sondern jene des bürgerlichen Rechtes Anwendung gefunden hatten (Art. 271, Z. 3, H. G. B.; O. G. H. Entsch. 30. März 1881, Nr. 110).

B. Das Rechtsverhältnis zwischen der Anstalt und den Mitgliedern (Versicherung und Mitgliedschaft).

1. Es ist eine natürliche Folge der Rechtspersönlichkeit der Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit, daß die Rechtsverhältnisse zu ihren Mitgliedern begrifflich von jenen zu dritten Personen unabhängig sind. „Für alle Verbindlichkeiten der Anstalt haftet den Anstaltsgläubigern nur das Anstaltsvermögen. Eine Haftung der Mitglieder gegenüber den Gläubigern der Anstalt findet nicht statt. (§ 32.)

Als weitere Konsequenz der Rechtspersönlichkeit stellt sich dar, daß die Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit auch Versicherungsverträge gegen feste Prämien derart abschließen kann, daß die Versicherungsnehmer nicht Mitglieder der Anstalt werden. Die Begriffe „Versicherungsnehmer“ und „Mitglied“ müssen sich nicht — wie bei der Sozietät — notwendig decken. Jedes Mitglied ist Versicherungsnehmer, aber nicht jeder Versicherungsnehmer muß Mitglied sein.

§ 29 des Entwurfes gestattet den Gegenseitigkeitsgesellschaften den Abschluß von Versicherungsverträgen gegen feste Prämien mit Nichtmitgliedern „zum Zwecke der Gewährung von Rückversicherungen“ unbeschränkt. „im direkten Betriebe aber nur dann und in jenem Umfange“, welcher „in den Statuten der Anstalt ausdrücklich vorgesehen ist“.

Diese Bestimmung ist zweifellos als zweckmäßig zu bezeichnen. Daß der Abschluß von Rückversicherungen gegen feste Prämien für die Gegenseitigkeitsgesellschaften unter Umständen unentbehrlich sein kann, damit sie nicht in ihren Rückversicherungsbeziehungen in völlige Abhängigkeit von den Aktiengesellschaften geraten, ist allgemein anerkannt. Aber auch im direkten Geschäft würde ein striktes Verbot der Übernahme von Versicherungen gegen feste Prämien in vielen Fällen eine empfindliche Hemmung für die Gegenseitigkeitsgesellschaften bedeuten. (Vergl. z. B. Verschmelzung zweier Gegenseitigkeitsgesellschaften; Veröffentlichungen des Kaiserlichen Aufsichtsamtes für Privatversicherung in Berlin, S. 115). Selbst die Befriedigung neu auftauchender Versicherungsbedürfnisse kann mitunter am besten durch Gegenseitigkeitsgesellschaften in Gestalt gewerblichen Nebenbetriebes erfolgen.

Zweifellos besteht die Gefahr, daß ein spekulativer Geschäftsbetrieb gegen feste Prämien für die Mitglieder der Gegenseitigkeitsanstalt verderblich werden kann. Allein eine Grenze von Gesetzeswegen ist in diesem Punkte schwer zu ziehen;¹⁾ es erscheint vielmehr empfehlenswert, es der Aufsichtsbehörde zu überlassen, daß bei Genehmigung statutarischer Bestimmungen über gewerblichen Nebenbetrieb die nötigen Garantien bedungen werden.

2. Das Rechtsverhältnis zwischen der Anstalt und den Mitgliedern enthält zweierlei Elemente: Die sogenannten Mitgliedschaftsrechte und -pflichten (vor allem Anteil an der Willensbildung der Anstalt, Gewinnbeteiligung, Verlusthaftung) und die eigentlichen Versicherungsrechte und -pflichten.

Es ist eine in der Theorie vielerörterte Frage ob „die Versicherungsrechte und Versicherungspflichten der Mitglieder aus der Mitgliedschaft als dem primären Rechtsverhältnisse fließen oder ob die Wirkungen des Versicherungsvertrages vollständig von dem Mitgliedschaftsverhältnisse losgelöst werden können“. Der Gesetzentwurf steht — wiederum in Übereinstimmung mit dem deutschen Gesetze — auf dem Standpunkte, daß, wo Mitgliedschafts- und Versicherungs-Rechte und -pflichten

¹⁾ Ein solcher — kaum gelungener — Versuch findet sich in § 28 des Norwegischen Entwurfes zu einem Gesetze über die Versicherungsanstalten 1895/96 (Vergl. *Baumgartners* Zeitschrift für Versicherungsrecht und Wissenschaft, Bd. III, Seite 426).

einander allein gegenüberstehen, beide, ihrem einheitlichen Begründungsakte entsprechend, sich gegenseitig bedingen.

Hieraus ergeben sich folgende wesentliche Rechtswirkungen:

a) Die Mitgliedschaft entsteht und endet mit der Begründung, beziehungsweise mit dem Erlöschen oder der Lösung des Versicherungsverhältnisses (§ 31).

b) Die Versicherungsrechte der Mitglieder sind von der Erfüllung der Mitgliedschaftspflichten abhängig. Die Anstalt ist daher berechtigt, bei Auszahlung ihrer Leistungen an Mitglieder (oder an die aus den Versicherungsverträgen der Mitglieder Bezugsberechtigten) die Forderungen aus dem Mitgliedschaftsverhältnisse aufzurechnen (§ 39, Satz 2).

Umgekehrt ist auch die Geltendmachung der Mitgliedschaftsrechte durch die Erfüllung der Pflichten aus dem Versicherungsverhältnisse bedingt. („Der Zweck der Mitgliedschaft erschöpft sich gänzlich in der Versicherung.“ Begründung zum Gesetzentwurfe S. 15.)

c) Fraglich ist, ob aus der Abhängigkeit der Versicherungsrechte von der Mitgliedschaft auch gefolgert werden kann, daß durch eine in statutenmäßiger Weise erfolgte Abänderung der Satzungen oder allgemeinen Versicherungsbedingungen bereits bestehende Versicherungsverhältnisse ohne ausdrückliche Zustimmung der Mitglieder geändert werden können. § 41, Abs. 3. des deutschen P. V. G. läßt diese Konsequenz zu, wenn „die Satzung ausdrücklich vorsieht, daß ihre Änderung auch mit Wirkung für die bestehenden Versicherungsverhältnisse geschehen kann“. § 57 des österreichischen Entwurfes dagegen bestimmt, daß „durch eine Änderung der Statuten oder allgemeinen Versicherungsbedingungen ein bestehendes Versicherungsverhältnis, unbeschadet der Deckungspflicht der Mitglieder im Sinne des § 33, nicht berührt werden kann“. es wäre denn, daß die geänderten Statuten oder Versicherungsbedingungen für die Versicherten günstiger sind. (Im letzteren Falle sollen nach dem Entwurfe die günstigeren Bedingungen für alle jene Versicherten wirksam werden, welche sich nicht innerhalb einer bestimmten Frist nach Bekanntmachung des Änderungsbeschlusses für das Gegenteil entscheiden.)¹⁾

Das deutsche Gesetz stellt die Wahrung der Bewegungsfreiheit des Vereines, der österreichische Entwurf den Schutz des einzelnen Mitgliedes gegen Majorisierung in den Vordergrund. Es ist richtig, daß bei ausgebreiteten Gegenseitigkeits-Gesellschaften — gleich-

¹⁾ In den Vorschlägen des österreichisch-ungarischen Verbandes zu § 57, wird für die Abänderung unter allen Umständen ausdrückliche Zustimmung gefordert. Für jene Versicherten, welche sich innerhalb einer bestimmten Frist nicht erklären, bleiben die ursprünglichen Bedingungen maßgebend, gleichviel ob die geänderten für sie günstiger wären oder nicht.

viel in welcher Weise das oberste Organ gebildet wird — keine Gewähr dafür besteht, daß dessen Beschlüsse tatsächlich dem Willen der Mehrheit der Mitglieder entsprechen. Allein es ist andererseits zu erwägen, daß dem einzelnen Versicherten selten die nötige Sachkenntnis eigen ist, um sich über die Notwendigkeit einer seitens der Anstaltsleitung im Interesse der Gesamtheit der Mitglieder beantragten und seitens des obersten Gesellschaftsorganes beschlossenen Änderung der Versicherungsbedingungen ein selbständiges Urteil zu bilden. Bedenkt man weiter, daß sowohl die ursprüngliche Statutenbestimmung, in welcher die mit Wirkung für bestehende Versicherungsverhältnisse abänderbaren Punkte genau bezeichnet werden müssen¹⁾, als auch etwaige auf Grund dieser Bestimmung gefaßte Abänderungsbeschlüsse aufsichtsbehördlicher Genehmigung unterliegen, mithin eine doppelte Kautel gegen Mißbräuche geboten erscheint, so wird man wohl geneigt sein, dem Standpunkte des deutschen Gesetzes den Vorzug zu geben.

d) Als eine weitere Konsequenz des Zusammenhanges zwischen Mitgliedschaft und Versicherungsverhältnis stellt es sich dar, daß die Mitglieder auch mit ihren Versicherungsansprüchen dritten Gläubigern der Gesellschaft nicht ohne weiteres gleichstehen, sondern daß sich ihre Ansprüche gegenüber den Rechten der letzteren als schwächer erweisen, solange nicht durch den Eintritt des Versicherungsfalles die Bindung zwischen Mitgliedschaft und Versicherung gelöst erscheint.

In dieser Hinsicht kommen folgende Bestimmungen des Entwurfes in Betracht:

α) Eine Beschränkung der Deckungsverpflichtung auf die Versicherungsansprüche der Mitglieder ist unzulässig (§ 33, Abs. 2).

β) Ein Mitglied kann gegen Forderungen der Anstalt aus der Beitrags- und Nachschußpflicht keine Aufrechnung geltend machen (§ 39, Satz 1).

γ) Im Konkurse der Versicherungsanstalt auf Gegenseitigkeit dauert die Haftung der Mitglieder bis zur Beendigung des Konkurses fort (§ 117, Abs. 1), während „ihre Ansprüche auf die rechnungsmäßig auf sie entfallende Prämienreserve“ erst nach vollständiger Deckung der übrigen Konkursforderungen 3. Klasse — also insbesondere nach Befriedigung der Versicherungsansprüche jener Versicherungsnehmer, „welche nicht Mitglieder der Anstalt geworden sind oder deren Haftung aus dem Mitgliedschaftsverhältnisse erloschen ist“, zum Zuge gelangen (§ 115, Abs. 7 u. 8).

δ) Anders verhält es sich, wenn im Zeitpunkte der Konkurs-eröffnung der Versicherungsfall bereits eingetreten und auch die Zeit,

¹⁾ Vergl. Begründung zu § 41, P. V. G. (*Manes*, Hirschfeld's Taschen-Gesetz-sammlung Nr. 16, S. 143.

während welcher die Haftung darüber hinaus fort dauert (§ 36), abgelaufen ist; denn hierdurch ist für das ehemalige Mitglied ein liquider Versicherungsanspruch entstanden, welcher gemäß § 115, Abs. 2, aus dem eine besondere Masse bildenden Prämienreservefond gesondert befriedigt werden muß.

Fraglich könnte es nur erscheinen, in welcher Weise die Kollision zwischen Mitgliedschaftspflichten und Versicherungsrechten gelöst werden soll, wenn im Zeitpunkte der Konkurseröffnung zwar die Mitgliedschaft zufolge Eintrittes des Versicherungsfalles beendet, jedoch die Haftung aus dem Mitgliedschaftsverhältnisse noch nicht erloschen ist. Da das Gesetz hierüber keine besonderen Bestimmungen enthält, muß angenommen werden, daß dem fälligen Versicherungsansprüche auch in diesem Falle Befriedigung aus dem Prämienreservefond gebühre, wobei allerdings gegen diesen Anspruch gemäß § 39, Abs. 2, die Forderung aufgerechnet werden kann, welche der Gesellschaft auf Grund der Haftung aus dem Mitgliedschaftsverhältnisse zusteht. Diese Entscheidung ist auch durch die Billigkeit geboten, um nicht die Härte, welche in der Fortdauer der Haftung gegen *nicht freiwillig* ausgeschiedene Mitglieder gelegen ist, noch in ungebührlicher Weise zu verschärfen.

e) Sowie infolge der Wirkungen des Mitgliedschaftsverhältnisses die Versicherungsansprüche der Mitglieder jenen dritter Gläubiger der Anstalt in der Regel nachstehen, so gibt umgekehrt das Versicherungsverhältnis zugunsten der Mitglieder den Ausschlag, wo ihre Rechte mit jenen der Beisteller des Gründungsfonds in Kollision geraten.

Im Konkurse gehen die Ansprüche der Mitglieder auf die rechnungsmäßigen Reserven den Rechten der Beisteller des Gründungsfonds vor (§ 115, letztes alinea): ebenso darf die Haftung der Mitglieder zur Tilgung des Gründungsfonds nicht in Anspruch genommen werden (§ 117, Abs. 2).¹⁾

¹⁾ Eine Einschränkung des Grundsatzes, daß die Mitglieder den Beistellern des Gründungsfonds vorangehen, findet nur insofern statt, als das Recht der Mitglieder auf Verteilung des Überschusses erst wirksam wird, wenn die allgemeine Sicherheitsreserve mit deren Anwachsen im Falle der Rückzahlbarkeit des Gründungsfonds dessen Tilgung Hand in Hand geht, eine gewisse Höhe erreicht hat (§§ 26 und 83). Die Darstellung der Bestimmungen des Entwurfes über Beistellung, Verzinsung und Tilgung des Gründungsfonds liegt, abseits vom Thema der gegenwärtigen Arbeit. Es sei nur kurz konstatiert, daß in den einschlägigen Bestimmungen des Entwurfes der öffentlich-rechtliche Gesichtspunkt ungemein scharf betont wird. Die Gründung neuer Gegenseitigkeitsgesellschaften dürfte, wenn der Entwurf Gesetz wird, sich sehr schwierig gestalten.

Im Vorstehenden wurde in großen Zügen die Rechtsstellung geschildert, welche der Entwurf den Mitgliedern einer wechselseitigen Versicherungsanstalt zuweist. Durch die angeführten Bestimmungen ist zugleich die für das Thema der gegenwärtigen Arbeit grundlegende Frage geregelt, welche Rangordnung den Ansprüchen der Mitglieder in Konkurrenz mit anderen Gläubigern der Anstalt zukommt, beziehungsweise zur Befriedigung welcher Ansprüche ihre Haftungsverbindlichkeit herangezogen werden kann. Es erübrigt daher, auf jene Bestimmungen des Entwurfes einzugehen, welche speziell

C. die Haftungsverbindlichkeit der Mitglieder

betreffen.

a) *Allgemeine Bestimmungen.* — In der Theorie wird das Recht des einzelnen Mitgliedes „auf gleiche Behandlung mit sämtlichen übrigen, beziehungsweise mit sämtlichen derselben Gruppe angehörigen Mitgliedern“ als Individualrecht erklärt. Natürlich folgt daraus nicht, daß jedes Mitglied bei Verteilung von Gewinn oder Verlust mechanisch als mathematische Einheit zu behandeln ist. Eine solche scheinbare Gleichheit könnte faktisch unter Umständen die krasseste Ungleichheit bedeuten.

Das Individualrecht des einzelnen Mitgliedes besteht bloß darin, daß von vorneherein bestimmte Gefahrengemeinschaften geschaffen und Gewinne und Verluste auf die diesen Gemeinschaften angehörigen Mitglieder nach den im voraus festgestellten Grundsätzen verteilt werden müssen.

So ist insbesondere durch die Satzung festzustellen, ob und in welchem Umfange zur Deckung eines etwaigen Betriebsabganges die Sicherheitsreserven heranzuziehen oder die Mitglieder in Anspruch zu nehmen sind (§ 47, Z. 9), ebenso in welcher Weise, in welchem Umfange und nach welchem Verteilungsschlüssel die Verlusthaftung jedes einzelnen Mitgliedes geltend zu machen ist.

Nicht unbedingt erforderlich ist es dagegen.

1. daß *alle* Mitglieder einer Gegenseitigkeitsanstalt in jeder Hinsicht eine *einheitliche* Gefahrengemeinschaft bilden, d. h. daß Gewinn und Verlust für alle Mitglieder gemeinsam festgestellt werde.

2. daß der für eine Gefahrengemeinschaft festgestellte Überschuß oder Abgang allen dieser Gemeinschaft angehörigen Mitgliedern mit einem *ziffernmäßig gleichen* Betrage zugute komme oder zur Last falle.

Ad 1. Aus der Anerkennung der Gegenseitigkeitsanstalt als juristischer Person folgt notwendig, daß sie ihren Gläubigern im engeren Sinne (d. i. den außerhalb des Versicherungsverhältnisses stehenden Kreditoren jeglicher Art sowie den gegen feste Prämien ver-

sicherten Nichtmitgliedern) mit ihrem gesamten Vermögen, beziehungsweise ihren gesamten Deckungsmitteln verpflichtet ist, und daß daher für die Erfüllung dieser Verbindlichkeiten die Haftung aller Mitglieder in Anspruch genommen werden muß. Dies ergibt sich auch ausdrücklich aus § 33, Abs. 2 des Entwurfes.

Anders verhält es sich, wenn die Verbindlichkeiten der Anstalt aus Versicherungen der Mitglieder in Frage kommen. Es unterliegt an sich gewiß keinem Anstande, daß für die Deckung der Versicherungsansprüche einer bestimmten Kategorie von Mitgliedern nicht alle, sondern nur eben diese Mitglieder aufzukommen haben, mit anderen Worten, daß eine gewisse fest umgrenzte Mitgliedergruppe zur Deckung ihrer Versicherungsansprüche einen besonderen Gegenseitigkeitsverband bilde.

Wirtschaftlich betrachtet, ist die Bildung solcher besonderer Gegenseitigkeitsverbände in gewissem Sinne eine zweischneidige Sache. Einestheils ist es zweifellos richtig, daß nicht alle Mitglieder einer wechselseitigen Anstalt jenes ökonomische Band umschlingt, welches die genossenschaftliche Zusammenfassung in einen einheitlichen Gegenseitigkeitsverband rechtfertigt; anderenteils aber muß zugegeben werden, daß durch die Auflösung einer wechselseitigen Anstalt in eine Reihe selbständiger Gefahrengemeinschaften die wirtschaftliche Kraft der Gesellschaft vermindert und dem Grundgedanken der Versicherung — Schutz des einzelnen durch Anschluß an eine möglichst widerstandsfähige Organisation — entgegengewirkt wird.

Das erstere Argument ist in hohem Grade namentlich dann wirksam, wenn eine Gegenseitigkeitsanstalt mehrere Versicherungszweige betreibt. Gewiß will der gegen Feuergefahr Versicherte nicht zur Deckung der Verluste beitragen, welche aus Hagelschäden oder durch Einbruchsdiebstahl entstanden sind. Da aber die Zugehörigkeit zu einem bestimmten Versicherungszweige mehr als irgend ein anderes Moment die Zusammenfassung zu einem Gegenseitigkeitsverbande rechtfertigt, welcher in der Regel immer noch den nötigen Risikoausgleich verbürgt, liegt es nahe, die Bildung „besonderer Gefahrengemeinschaften zur Deckung von Versicherungsansprüchen“ auf die „Versicherten eines und desselben Versicherungszweiges“ zu beschränken.

Dies geschieht durch § 33, Abs. 3 des Entwurfes — eine grundsätzlich gewiß zu billigende Bestimmung. Praktisch wird allerdings die Bildung besonderer Gefahrengemeinschaften innerhalb einer Gegenseitigkeitsanstalt immer noch erhebliche Schwierigkeiten bereiten. Sie hat zur Folge, daß in gewissem Sinne Gewinn und Verlust aus den alle Mitglieder gemeinsam betreffenden Geschäften der Anstalt und aus den nur die verschiedenen engeren Gemeinschaften tangierenden

Operationen gesondert festgestellt werden müßten. Wer soll darüber entscheiden, ob und in welchem Umfange die aus der einen oder der anderen Gruppe von Geschäften sich ergebenden Überschüsse oder Verluste den Reserven zugeführt, beziehungsweise aus ihnen bestritten, oder unter die Mitglieder verteilt, beziehungsweise von ihnen getragen werden sollen? Diese Entscheidung müßte in einem Falle ein die gesamten Mitglieder, im anderen Falle ein nur die Angehörigen der engeren Gefahrengemeinschaft repräsentierendes Willensorgan treffen. Daß sich hiebei leicht Widersprüche und unvereinbare Gegensätze ergeben können, liegt auf der Hand; die Frage, wie solche Gegensätze ohne Gefahr für die gedeihliche Entwicklung der Gesellschaft zu lösen sind, wird mitunter das ohnedies schwierige Organisationsproblem noch sehr erheblich komplizieren.

ad 2. Es ist ohne weiteres zulässig, daß innerhalb einer Gefahrengemeinschaft mehrere sachlich gerechtfertigte Kategorien von Mitgliedern gebildet werden, welche an dem für die Gemeinschaft festgestellten Gewinn oder Verlust in verschiedenem Maße partizipieren. Im Gegenteil, derartige Statutenbestimmungen sind unbedingt zu billigen, sofern sie tatsächlich eine möglichst genaue Anpassung der Gewinnbeteiligung oder Verlusthaftung an die einzelnen Gewinn- oder Verlustquellen bezwecken. Der Entwurf selbst setzt in dieser Hinsicht keine Schranke: Sache der Aufsicht muß es natürlich sein, darüber zu wachen, daß nicht Systeme der Gewinnbeteiligung oder Verlusthaftung eingeführt werden, durch welche die Mitglieder, an denen die Anstalt kein Interesse mehr hat (z. B. in der Lebensversicherung: langjährige Versicherte oder solche, die keine Prämie mehr bezahlen) zugunsten der Neueintretenden benachteiligt werden.

§ 40, Abs. 2 des Entwurfes bestimmt, daß „die Anteilnahme an dem Überschusse nach denselben Grundsätzen wie die Verpflichtung der Mitglieder zur Deckung eines etwaigen Abganges festzusetzen ist“. Auch hier ist nicht mechanische Gleichheit, resp. Symmetrie, sondern nur Gleichwertigkeit gemeint. Erstere wäre sehr häufig gar nicht durchführbar (infolge der beschränkten Verlusthaftung) oder durchaus verfehlt, so z. B., wenn man dem in der Lebensversicherung beliebten System der Gewinnverteilung nach der Summe der eingezahlten Jahresprämien ein genau gleichartiges System der Verlusthaftung gegenüberstellen wollte, durch welches die stärkste Haftung den ältesten Mitgliedern auferlegt würde.

Wie im Motivenbericht Seite 15 ausdrücklich erwähnt, führt übrigens der Entwurf selbst das Prinzip des unbedingten Zusammenhanges zwischen Gewinnbeteiligung und Verlusthaftung nicht lückenlos durch, indem er — zumindest dispositiv — die Möglichkeit vorbehält,

durch statutarische Vereinbarung die im Laufe des Geschäftsjahres ausgeschiedenen Mitglieder, unbeschadet der Fortdauer ihrer Haftung gemäß § 36, Abs. 1¹⁾, von der Gewinnbeteiligung auszuschließen. Derartige Bestimmungen sind auch jetzt schon in den Statuten der Gesellschaften sehr häufig, ja sogar fast regelmäßig zu finden. Sie entsprechen einem begreiflichen Geschäftsinteresse, sind aber vom Standpunkte der Gerechtigkeit — namentlich wenn es sich um nicht freiwillig ausgeschiedene Mitglieder handelt — kaum zu billigen.

b) *Arten und Umfang der Verlusthaftung.* Die Form, in der sich die Verlusthaftung praktisch äußert, hängt natürlich in erster Linie davon ab, in welcher Weise die Mittel der Gegenseitigkeitsanstalt überhaupt aufgebracht werden. Der Entwurf unterscheidet in dieser Hinsicht folgende Systeme:

1. für Versicherungszweige, bei welchen noch keine ausreichenden Erfahrungen für die Prämienberechnung zur Verfügung stehen (einschließlich der Hagelversicherung):

α) Das reine Umlageverfahren. Es werden überhaupt keine im voraus zu bezahlenden Beiträge (Prämien) eingehoben; das jährliche Erfordernis wird durch nachträgliche Beiträge (Umlagen) aufgebracht. (§ 37, Abs. 1.)

β) Die Tontine. Es werden im voraus feste Beiträge eingehoben, dagegen wird die Zahlung der Versicherungsleistungen von dem Ergebnis des Rechnungsabschlusses abhängig gemacht und ein etwaiger Abgang durch Kürzung dieser Leistungen ausgeglichen. (§ 37, Abs. 2.)

Selbstverständlich können auch die beiden Systeme kombiniert werden, derart, daß die Höhe der Umlagen limitiert und im Falle der Unzulänglichkeit der Maximalumlagen zur Kürzung der Ansprüche geschritten wird.

Es ist wohl zu billigen, daß der Entwurf — entgegen dem deutschen Gesetze — die unbeschränkte Beitragspflicht (α) auf ein möglichst enges Gebiet eingeschränkt hat. Unter Umständen kann das reine Umlageverfahren gewiß durchaus befriedigende Resultate ergeben, insbesondere dann, wenn das Risiko nach der Natur des Versicherungszweiges limitiert und der Risikenausgleich ein genügend großer ist; wenn jedoch riskante Versicherungszweige ohne genügenden Mit-

¹⁾ Die Haftung der im Laufe des Geschäftsjahres eingetretenen oder ausgeschiedenen Mitglieder ist „nach dem Verhältnisse der Zeitdauer ihrer Mitgliedschaft innerhalb des Geschäftsjahres zu bestimmen“. (§ 35, Abs. 3, § 36, Abs. 2.) Doch ist anderweitige Bemessung (etwa Verteilung nach dem Zeitpunkte des Eintrittes der Versicherungsfälle) wohl zulässig. Vergl. § 25 deutsches P. V. G.

gliederstock auf dieser Basis betrieben werden, können hieraus für die Mitglieder unter Umständen schwere Vermögensnachteile erwachsen.

Ebenso ist das tontinenartige System (§) nur ein recht mangelhaftes Auskunftsmittel, das der Idee der Versicherung sehr unvollkommen gerecht wird.

Die Kombination beider Formen dürfte manchmal vielleicht geeignet sein, die jeder von ihnen anhaftenden Nachteile möglichst auszugleichen.

2. Das regelmäßig für Gegenseitigkeitsanstalten zu verwendende Beitrags- und Deckungssystem ist das folgende: Es werden feste, im voraus zu entrichtende Beiträge (Prämien) eingehoben. Ergibt der Jahresrechnungsabschluß einen Abgang, so ist für dessen Deckung durch Nachschußzahlungen der Mitglieder, eventuell durch Kürzung der Versicherungsanwartschaften zu sorgen. Die Bedeckung hat zu erfolgen:

- α) In der Schaden- und Unfallversicherung „in der Regel durch Nachschußzahlungen“ (§ 34, Abs. 2, Z. 1).

Einem eventuellen Mißbrauch dadurch, daß bewußt unzulängliche Vorprämien veranschlagt werden, tritt die Bestimmung des § 36, Abs. 5 entgegen, wonach „die Vorausbeiträge entsprechend erhöht werden müssen, wenn sich durch drei aufeinanderfolgende Jahre ein Abgang ergibt“¹⁾.

- β) In der Lebensversicherung „durch Nachschußzahlungen oder durch Kürzung der Versicherungsanwartschaften oder durch Verbindung beider Maßnahmen“.

In der richtigen Erwägung, daß sich praktisch in der Lebensversicherung die Geltendmachung der Nachschußpflicht als schwer durchführbar erwiesen hat, bestimmt der Entwurf, „daß dem Mitgliede freigestellt bleiben muß, die Nachschußzahlung zu verweigern“, in welchem Falle „seine Versicherungsanwartschaft nach Maßgabe der auf ihn entfallenden Anteile an der tatsächlich vorhandenen Prämienreserve und der von ihm künftig zu leistenden Beiträge zu kürzen ist. (§ 34, Abs. 2, Z. 2.)

Die Nachschußzahlungen sind in jedem Falle nach oben begrenzt und zwar:

- α) bei Schaden- und Unfallversicherungen durch die doppelte Höhe der *im* betreffenden Geschäftsjahre (richtiger *für* das betreffende Geschäftsjahr) geleisteten Vorauszahlungen;

¹⁾ Hat die Vorauszahlung im Laufe des Vorjahres eine Änderung (Erhöhung oder Ermäßigung) erfahren, so ist der Berechnung der Nachschußzahlung der höhere Betrag zugrunde zu legen. (§ 35, Abs. 2.)

- β) bei Lebensversicherungen „durch die Höhe des Anteiles an der Prämienreserve“, wobei jedoch natürlich „der Wert der etwaigen gleichzeitigen Kürzung der Versicherungsanwartschaft anzurechnen ist“.

Die Limitierung ad α) (die natürlich auf keinem bestimmten Prinzip beruht), darf wohl im großen und ganzen als angemessen betrachtet werden; jene ad β) rechtfertigt sich durch den Zusammenhang zwischen Nachschußpflicht und Kürzung der Anwartschaft.

Reicht die statutarische Deckungspflicht der Mitglieder nicht aus, um Zahlungsunfähigkeit (d. i. Unfähigkeit zur vollen Befriedigung liquider Ansprüche, vergl. Begründung S. 29) zu verhindern, so ist der Konkurs zu eröffnen. Dies hat — gleichviel um welchen Versicherungszweig es sich handelt — die Auflösung sämtlicher Versicherungsverträge zufolge. Die Versicherungsnehmer (Mitglieder) haben Anspruch auf die rechnungsmäßige Prämienreserve, doch steht dieser Anspruch den Forderungen der übrigen Gläubiger nach, während die Haftung zur Befriedigung dieser Forderungen bis zur Beendigung des Konkurses fort dauert (vgl. sub B der Arbeit). Die Feststellung und Ausschreibung der Nachschüsse und Umlagen erfolgt durch den Konkursverwalter (§ 118) ¹⁾.

¹⁾ Da der Eintritt der Zahlungsfähigkeit unter anderem von dem Umfange der Mitgliederhaftung abhängt, ist es sehr wohl möglich, daß eine Gesellschaft mit engumgrenzter Mitgliederhaftung in Konkurs gerät, ohne effektiv wirtschaftlich dauernd ruiniert zu sein. Unter diesen Umständen bedeutet natürlich die mit der Konkursöffnung verbundene Auflösung sämtlicher Versicherungsverträge eine Schädigung der Versicherungsnehmer, welche im Falle der Einleitung eines Sanierungsverfahrens vielleicht nicht unabwendbar gewesen wäre. Es wäre daher zu erwägen, ob nicht die Nachahmung der sehr interessanten Bestimmung der §§ 68 und 69 deutsches P. V. G. (Konkursöffnung nur auf Antrag der Aufsichtsbehörde, Berechtigung der letzteren zur Anordnung eines Sanierungsverfahrens) empfehlenswert erscheint. (Vgl. *Manes* in Zeitschrift für Handelsrecht, Band 52 Seite 105 ss.)



HG
8755
I6
1909
v.2

International Congress of
Actuaries
Transactions

PLEASE DO NOT REMOVE
CARDS OR SLIPS FROM THIS POCKET

UNIVERSITY OF TORONTO LIBRARY
